

VYSOKÁ ŠKOLA BÁŇSKÁ – TECHNICKÁ UNIVERZITA OSTRAVA
EKONOMICKÁ FAKULTA

KATEDRA FINANČÍ

Analýza vlivu likvidity aktiv na kapitálovou strukturu ve vybraném ekonomickém sektoru
An Analysis of the Effect of Asset Liquidity on Capital Structure in a Chosen Economic
Sector

Student: Bc. Lukáš Leksovský

Vedoucí diplomové práce: doc. Ing. Martin Macháček, Ph.D.

Ostrava 2014

VŠB - Technická univerzita Ostrava
Ekonomická fakulta
Katedra financí

Zadání diplomové práce

Student: **Bc. Lukáš Leksovský**
Studijní program: N6202 Hospodářská politika a správa
Studijní obor: 6202T010 Finance
Specializace: 00 Finance
Téma: **Analýza vlivu likvidity aktiv na kapitálovou strukturu ve vybraném ekonomickém sektoru**
An Analysis of the Effect of Asset Liquidity on Capital Structure in a Chosen Economic Sector

Zásady pro vypracování:

1. Úvod
 2. Soudobé makroekonomické teorie a finanční krize
 3. Likvidita aktiv a kapitálová struktura podniku v podmínkách České republiky
 4. Teoretická východiska a charakteristika analýzy panelových dat
 5. Empirická analýza vlivu likvidity aktiv na kapitálovou strukturu ve vybraném odvětví
 6. Závěr
- Seznam použité literatury
Seznam zkratk
Prohlášení o využití výsledků diplomové práce
Seznam příloh
Přílohy

Seznam doporučené odborné literatury:

KNOOP Todd A. *Modern Financial Macroeconomics: Panics, Crashes, and Crises*. Malden: Wiley-Blackwell, 2008. 274 s. ISBN 978-1-4051-6180-0.
PULVINO, Todd C. Do Asset Fire-Sales Exist? An Empirical Investigation of Commercial Aircraft Transactions. *Journal of Finance*. 1998, roč. 53, č. 3, s. 939-978. ISSN 0022-1082.
SHLEIFER Andrei and Robert VISHNY. Fire Sales in Finance and Macroeconomics. *Journal of Economic Perspectives*. 2011, roč. 25, č. 1, s. 29-48. ISSN 0895-3309.

Formální náležitosti a rozsah diplomové práce stanoví pokyny pro vypracování zveřejněné na webových stránkách fakulty.

Vedoucí diplomové práce: **doc. Ing. Martin Macháček, Ph.D.**

Datum zadání: 22.11.2013

Datum odevzdání: 25.04.2014



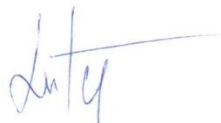
Ing. Iveta Ratmanová, Ph.D.
vedoucí katedry



prof. Dr. Ing. Dana Dluhošová
děkanka fakulty

„Prohlašuji, že jsem celou práci, včetně všech příloh, vypracoval samostatně.”

V Ostravě 25.4.2014



Lukáš Leksovský

Obsah

1	Úvod.....	6
2	Soudobé makroekonomické teorie a finanční krize.....	8
2.1	Poválečný ekonomický rozvoj a nástup monetarismu	8
2.2	Soudobé neoklasické teorie – nová klasická ekonomie.....	9
2.3	Nová institucionální ekonomie a keynesovství	10
2.4	Behaviorální ekonomie a finance	10
2.5	Kritika hlavních ekonomických směrů.....	11
2.5.1	The Great Moderation aneb období relativního klidu	12
2.5.2	Teorie efektivních trhů	12
2.5.3	Ekonomické modely s nereálnými předpoklady	13
2.5.4	„Trickle down Economics“	13
2.5.5	Privatizace	14
2.6	Deregulace finančních trhů a finanční krize 2007-2009.....	14
3	Likvidita aktiv a kapitálová struktura podniku v podmínkách České republiky	16
3.1	Aktiva ve smyslu likvidity z pohledu rozvahy firmy	17
3.2	Paradox likvidity.....	20
3.3	Kapitálová struktura	21
3.3.1	Složky kapitálu z pohledu rozvahy	21
3.3.2	Teorie kapitálové struktury	23
3.4	Hypotézy o vlivu likvidity na kapitálovou strukturu.....	25
3.4.1	Hypotéza pozitivního efektu likvidity na zadlužení.....	25
3.4.2	Hypotéza negativního efektu likvidity na zadlužení	26
3.5	Makroekonomický vývoj v České republice v letech 1999 - 2012	26
3.5.1	Vývoj HDP.....	28
3.5.2	Vývoj inflace	29

3.5.3	Vývoj nezaměstnanosti	31
3.6	Stavebnictví a jeho vývoj v letech 2001 až 2012	34
3.7	Ukazatelé vstupující do modelu	43
3.7.1	Zadluženost	43
3.7.2	Likvidita	44
3.7.3	Doplňující ukazatelé.....	45
4	Teoretická východiska a charakteristika analýzy panelových dat	46
4.1	Základní charakteristika panelových dat	46
4.2	Modely a estimátory panelových dat.....	48
4.2.1	Model s individuálními efekty (Individual effects model).....	49
4.2.2	Model s fixními efekty (Fixed effects model).....	49
4.2.3	Model s náhodnými efekty (Random effects model)	50
4.2.4	Pooled OLS estimátor	51
4.2.5	Between estimátor	52
4.2.6	Estimátor fixních efektů	52
4.2.7	Estimátor náhodných efektů.....	53
4.2.8	Hausmanův test	54
4.2.9	Variace between a within	54
4.2.10	Metoda bootstrap.....	55
5	Empirická analýza vlivu likvidity aktiv na kapitálovou strukturu ve vybraném odvětví .	57
5.1	Popis panelových dat.....	57
5.2	Výpočet estimátorů panelových dat	67
5.2.1	Between estimátor	67
5.2.2	Estimátor s fixními efekty	68
5.2.3	Vyřazení jedné proměnné z modelu.....	71
5.2.4	Estimátor s fixními efekty se dvěma nezávislými proměnnými	72
5.3	Citlivostní analýza - metoda Cluster bootstrap.....	74

6	Závěr	76
	Seznam použité literatury	80
	Seznam zkratek	83
	Prohlášení o využití výsledků diplomové práce	
	Seznam příloh	
	Přílohy	

1 Úvod

Ekonomický výzkum v oblasti likvidity a kapitálové struktury firem poskytuje širokou paletu empirických i teoretických poznatků, které však často hovoří proti sobě. Jednotlivé pojmy je zde možno chápat velmi rozdílně a široce. Výsledky příslušných studií se často rozcházejí, a to díky kvalitě dat, která je závislá na jejich zdroji, jimž bývá většinou určitá databáze, vlastní sběr veřejně dostupných dat, nebo v nejlepším případě skutečné podnikové data převzaté přímo z účetnictví.

Cílem této práce je zjištění vlivu likvidity aktiv a dalších doprovodných ukazatelů na kapitálovou strukturu firem, respektive jejich celkovou zadluženost, v oboru stavebnictví v podmínkách České republiky v letech 2007 – 2011 s využitím modelu panelové regrese.

Druhá kapitola se zabývá popisem jednotlivých ekonomických teorií s přesahem do makroekonomie a prezentací jejich hlavních myšlenek. Jako protiváha těmto teoriím jsou zmíněny i názory, které kritizují hlavní ekonomické proudy. V neposlední řadě je popsán vznik a příčiny finanční krize, která vznikla jako hypotéční krize ve Spojených státech amerických.

Ve třetí kapitole je popsána likvidita aktiv, jak na ni nahlíží světová odborná literatura, i její obecné členění v rámci rozvahy firmy. Kapitálová struktura firmy bývá vymezována v literatuře různě, ale převážně jako podíl cizího kapitálu na vlastním kapitálu. V této práci je záměrně považován ukazatel celkové zadluženosti firmy, tedy podíl cizího kapitálu na celkové bilanční sumě, za ukazatel kapitálové struktury. Rovněž struktura pasiv bude popsána z pohledu tradiční rozvahy firmy. Dále jsou nastíněny teoretické pohledy na vliv likvidity aktiv na kapitálovou strukturu. Jsou popsány následující teorie: *Static tradeoff theory*, *Pecking order theory* a *Free cash flow theory*. Vliv likvidity na zadlužení, respektive kapitálovou strukturu firmy, může být v zásadě dvojího typu: negativní nebo pozitivní. I na toto existují v oblasti ekonomické teorie rozličné názory. Dále je popsán vývoj hrubého domácího produktu, inflace a nezaměstnanosti v České republice od roku 1999 do roku 2012. V neposlední řadě je ve třetí kapitole popsán vývoj stavebního průmyslu, a to za období od roku 2001 do roku 2012. Jsou nastíněny vývoj celkových stavebních prací od roku 2005 do roku 2012, dále pak zaměstnanost ve stavebním průmyslu a průměrný evidenční počet zaměstnanců ve stavebním průmyslu od roku 2001 do roku 2012. Je také popsán vývoj průměrných mezd ve stavebnictví, protože mzdy tvoří nedílnou součást nákladů každé firmy.

Poslední část třetí kapitoly je zaměřená na konstrukci samotných indexů potřebných pro dosazení do modelu panelové regrese.

Čtvrtá kapitola obsahuje teoretický základ pro výpočty pomocí panelové regrese. Jsou vymezeny výhody a nevýhody využití metody panelové regrese, dále jsou pak jednotlivé estimátory mezi, které se řadí: *pooled OLS estimator*, *between estimator*, *estimator s fixními efekty* a *estimator s náhodnými efekty*. Je popsán model individuálních efektů, který slouží jako výchozí model pro modely s fixními a náhodnými efekty. V teoretické části je rovněž rozveden a popsán Hausmanův test, který je pak v praktické části ve páté kapitole použit jako metoda výběru mezi estimátorem fixních a náhodných efektů. Nakonec je ve čtvrté kapitole popsána také citlivostní analýza ve formě metody Bootstrap, která je modifikována pro práci s panelovými daty.

Pátá kapitola obsahuje samotné výpočty. Očekávatelným výsledkem je potvrzení ekonometrické praxe, že vhodnějším modelem pro tento typ dat je model s fixními efekty.

Poslední, šestá kapitola obsahuje sumarizaci práce a interpretací výsledků z páté kapitoly.

2 Soudobé makroekonomické teorie a finanční krize

„Financial crisis“ – jen prostřednictvím internetového vyhledávače *Google* lze zobrazit při zadání tohoto slovního spojení přibližně 45 700 000 výsledků. Akademická i populární literatura se nyní zabývá příčinami i následky hospodářského ochlazení v daleko větší míře, než tomu bylo v letech před krizí amerického hypotečního trhu. V tomto kontextu si i drtivá většina novinářů zvykla za počátek finanční krize označovat pád investiční banky Lehman Brothers a největší světové pojišťovny AIG, dne 14. září 2008. Komplexnější pohled však poodkrývá dlouhou řadu událostí a chybných a politicko-ekonomických rozhodnutí, která sahají daleko do období před splasknutím nemovitostní bubliny.

V následujícím textu jsou popsány historické souvislosti a tendence ve vývoji ekonomických teorií, které iniciovaly - nebo naopak brzdily - hospodářská rozhodnutí vedoucí k finanční a posléze i ekonomické krizi, linoucí se napříč vyspělými zeměmi světa.

2.1 Poválečný ekonomický rozvoj a nástup monetarismu

Ve druhé polovině minulého století byl svět rozdělen tzv. *Železnou oponou* na kapitalistický a komunistický blok. V poválečném období se z počátku ekonomicky dařilo oběma protagonistům *Studené války*. Dokonce i takový týdeník, jako je *The Economist*, publikoval na počátku 50. let články, které se zabývaly otázkou životaschopností tržního hospodářství v konkurenci centrálního řízení ekonomiky. Počáteční úspěchy centrálního plánování však časem vystřídala zastaralá výroba, nekonkurenceschopná odvětví a rozpad východního bloku.

Na druhé straně pomyslné barikády se tak definitivně etabloval nový hegemon v podobě Spojených států amerických. Úspěchy keynesovské hospodářské politiky v poválečném rozvoji americké ekonomiky nicméně trvaly pouze do rozpadu Brettonwoodského měnového systému v roce 1971 a definitivní upuštění od keynesovských myšlenek přišlo po dvou ropných šocích v letech 1973 a 1979.

Od srpna 1979 zaujímá místo guvernéra Federálního rezervního systému (FED) Paul Volcker a ekonomiku USA, zasaženou inflací, léčí dramatickým zvýšením úrokových sazeb. Tato politika byla velmi bolestná a způsobila recesi dvojitého dna. Pomohla však překonat nejobtížnější období a zahájila éru růstu, často nazývanou *Great Moderation*.

„Velké zmírnění“ však s sebou nicméně nepřineslo jen vysoká tempa růstu HDP při nízké inflaci. Jednalo se rovněž o období nevídaného rozmachu finančního sektoru, finančního inženýrství¹ a postupné deregulace finančních trhů².

Vliv financí a finančního sektoru na reálnou ekonomiku se během 20. století dramaticky zvýšil. Přesto hlavní ekonomické směry v období po *Velké depresi* spíše opomíjely bližší zkoumání příčin tržních selhání.

Neschopnost keynesovského přístupu při řešení inflačních problémů v 70. letech vynesla na výsluní novou ekonomickou teorii a hospodářskou politiku, nazývanou monetarismus. Nejvýznamnějším představitelem tohoto směru byl Milton Friedman.

Monetaristé navazovali na tradiční principy *klasické školy politické ekonomie*, jakým byla například neutralita peněz, ale uvědomovali si jejich platnost pouze v dlouhém období. Oproti tomu uznávali, že v krátkém období mají změny v agregátní poptávce vliv na reálnou ekonomiku. Od nástupu monetarismu se většina centrálních bank začala zaměřovat na udržení stabilní cenové hladiny, potažmo ovlivňování peněžní nabídky. Přestože monetaristé považovali chybná rozhodnutí centrálních bank za primární zdroj ekonomických šoků, finančnímu systému nevěnovali patřičnou pozornost, jak popisuje Koop (2008).

Základními stavebními kameny této teorie jsou následující myšlenky:

Ceny a mzdy jsou dokonale flexibilní, ale pouze v dlouhém období, právě kvůli nedokonalým informacím v souvislosti s cenovou hladinou. O vztahu agregátní poptávky a reálného výstupu v dlouhém období již byla řeč výše. Proto zbývá ještě zmínit poslední, ale velmi důležitou souvislost. Díky propojení s *klasickou kvantitativní teorií peněz* lze odvozovat závislost fluktuací agregátní poptávky, a tedy i hospodářského cyklu, na změnách v peněžní nabídce.

2.2 Soudobé neoklasické teorie – nová klasická ekonomie

V rámci tohoto směru ekonomického smýšlení jsou nejčastěji zmiňovány dva přístupy: peněžní modely hospodářského cyklu a modely reálného hospodářského cyklu (*Real Business Cycle*, RBC). Historicky jejich vznik odpovídá rozmezí 70. až 80. let. Dle soudobého neoklasického přístupu jsou ekonomické subjekty schopny na základě všech dostupných informací predikovat budoucí stav a vytvářet racionální očekávání. V tomto bodě je možno

¹ Termínem finanční inženýrství se označuje tvorba nových či upravených finančních produktů - např. derivátů, pojistných produktů, certifikátů a řady dalších.

² Tento trend započal za administrativy amerického prezidenta Ronalda Regana a velkou měrou se na něm podílel i pozdější předseda Federálního rezervního systému Spojených států, Alan Greenspan.

nalézt největší rozdíl oproti keynesovské teorii, která zdůrazňuje nemožnost predikce budoucnosti, navíc na základě minulých zkušeností (Koop, 2008).

Modely RBC zacházejí v resuscitaci klasické ekonomie ještě dále, než modely peněžní, neboť zde hospodářský cyklus ovlivňují pouze změny v agregátní nabídce - především šoky v podobě změn cen významných vstupů, změn v technologiích či zdanění. Ani tyto modely však příliš nereagují na rozvoj finančního sektoru a nerespektují jeho vliv na výstup ekonomiky.

2.3 Nová institucionální ekonomie a keynesovství

Od 80. let minulého století se začíná prosazovat tzv. *nová institucionální teorie financí*. Ta je součástí širšího proudu, vycházející z původního amerického institucionalismu, který vznikl jako kritická reakce na neoklasické paradigma (viz. Liška et al., 2011).

Dle Knoop (2008) spadají nové institucionální teorie do třídy *nových keynesovských modelů*, které se zaměřují na zkoumání makroekonomických dopadů tržních selhání v podmínkách nedokonalé konkurence a toho, jak mohou malé a dílčí vnější šoky v tomto prostředí způsobit násobné vychýlení ekonomiky v rámci hospodářského cyklu.

Knoop (2008) uvádí čtyři základní pilíře spojující nové institucionální teorie financí.

Prvním společným bodem je opačný směr, kterým je pohlíženo na makroekonomické problémy. Nejprve je tedy nutno zkoumat mikroekonomické chování firem, domácností, bank a dalších institucí, a poté z tohoto chování vyvozovat makroekonomické důsledky. Dalším průsečíkem je jiný pohled na zkoumání finanční aktivity. Zde by měla být pozornost věnována nikoliv pouze peněžní nabídce či likviditě, ale především možnosti ekonomického subjektu získat úvěr. Třetím společným atributem je přítomnost nedokonalé konkurence, jelikož potřebné informace mezi věřiteli a dlužníky jsou asymetrické. Posledním důležitým bodem je neexistence spolehlivého mechanismu, který by zajistil rovnováhu mezi nabídkou a poptávkou po úvěrech v době pesimistických nálad na trhu.

2.4 Behavioralní ekonomie a finance

Kombinace psychologie a ekonomie se promítá do další teoretické základny výzkumu lidského rozhodování, známé pod názvem behaviorální ekonomie. Významnými představiteli tohoto ekonomického směru jsou např. Kahneman a Tversky, kteří vypracovali teorii

prospektu (*prospect theory*) v článku *Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk* (Kahneman a Tversky, 1979). Právě teorie prospektu má oproti teorii užitku přesněji popisovat rozhodování, protože zahrnuje rozhodování za rizika. Přestože největší rozmach tohoto proudu ekonomického myšlení nastal až v 90. letech minulého století, většina hlavních myšlenek sahá až do dob Adama Smithe³, jak uvádí Camerer a Loewenstein (2002).

Standardní neoklasickou mikro-ekonomii zastupuje tzv. „člověk ekonomický“ (*homo economicus*), tedy reprezentant světa, který je osídlen neemocionálními a kalkujícími bytostmi maximalizujícími svůj užitek. V podstatě jde idealizovanou alternativu behaviorálního přístupu, jenž se snaží o zakomponování realističtějších předpokladů.

Mullainathan a Thaler (2000) uvádí několik základních argumentů, které představují alternativu k pojetí racionálně se chovajících subjektů (*rational agents*). Mnoho ekonomů však stále zastává názor, že kombinace tržních sil a evoluce vede ke stavu světa, který je reprezentován právě „člověkem ekonomickým“.

Velmi diskutabilní je ovšem samotná *síla trhu*. Ten může poskytnout podnět pro dané chování, nemůže ale nikoho k takovému chování přinutit. Ve spojitosti s trhem je navíc často uváděna i *arbitráž*. Existuje však mnoho rozhodnutí ekonomických subjektů, na které jednoduše arbitráž aplikovat nelze. V neposlední řadě je nutno zmínit i *evoluci*. Je skutečně neotřesitelnou pravdou, že jen ti nejschopnější jedinci nebudou poraženi evolučními silami?

Behaviorální přístup není v současnosti rozvinut tak, jako starší ekonomické teorie, představující hlavní proud ekonomického myšlení. Avšak jeho moderní pohled a především důraz na finance, v nichž přinesl zatím nejpropracovanější a nejpřesvědčivější výsledky, z něj činí výrazně perspektivní ekonomický směr.

2.5 Kritika hlavních ekonomických směrů

Minsky (1982) ve svém článku *Can "it" happen again? A reprise* kritizuje neoklasickou syntézu právě z důvodu neexistence relevantních důkazů platnosti této teorie v reálných podmínkách. Zdůrazňuje problém abstrakce od soukromého kapitálu, rozvíjejících se finančních institucí a především času. Všimá si rovněž vztahu finančních inovací vzhledem ke zvýšené investiční aktivitě, tlaku poptávky na růst cen těchto aktiv a snižování nabídkové ceny investičních výstupů.

³ Mnoho ekonomů, včetně A. Smithe, bylo považováno rovněž za psychology jejich doby, jelikož psychologie jako samostatná věda ještě neexistovala.

John Quiggin, profesor ekonomie na Queenslandské univerzitě, pak ve své knize *Zombie economics* (2010) komplexně popisuje, jak se některé ekonomické teorie staly v poslední době při realizaci hospodářské politiky téměř neměnnými dogmaty. Mezi hlavní problémy současnosti řadí Quiggin následující.

2.5.1 The Great Moderation aneb období relativního klidu

Takto bývá ekonomy nazýváno období zhruba od poloviny 80. let minulého století, kdy volatilita HDP klesla, zejména v USA, téměř o polovinu a inflace o dvě třetiny. To vše za doprovodu nízkých úrokových sazeb. Po krizovém období v 70. letech se tak zdálo, že nové technologie, potažmo změny ve struktuře ekonomiky, a efektivnější přístupy v hospodářské politice, zaručí dlouhodobou makroekonomickou stabilitu⁴. Hodnoty ekonomických ukazatelů v období po pádu banky Lehman Brothers ovšem signalizují konec této éry.

2.5.2 Teorie efektivních trhů

Od uveřejnění slavného článku Eugena Famy *Efficient Capital Markets* (Fama, 1970), byly trhy považovány za nesmírně informačně efektivní. V 70. letech dosáhla teorie efektivních trhů téměř výsadního postavení i v akademických kruzích. Quiggin (2010) na jedné straně označuje za definitivní konec slávy této teorie právě krizi z roku 2008, na druhé straně poukazuje na řadu událostí a paradoxů, které tuto vlivnou finanční teorii dříve již minimálně zpochybňovali. Jako jeden z paradoxů přitom uvádí problém spojený s Blackovým-Scholesovým modelem, kdy celý model funguje při efektivním trhu, ale investor může vydělat peníze pouze tehdy, není-li předpoklad tržní efektivity splněn⁵. Další důkazy problematičnosti efektivních trhů vidí Quiggin v některých finančních krizích z 90. let, které nepomohla odvrátit ani další liberalizace a deregulace finančních trhů.

⁴ Z projevu Bena Bernankeho na konferenci Eastern Economic Association ve Washintonu, DC, USA. <http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2004/20040220/default.html> [cit. 9.4.2014].

⁵ Jedná se o Grossmanův-Stiglitzův paradox. K obhájení teorie efektivních trhů se proto časem přidal názor, že trhy jsou "*just close enough to perfect efficiency*", a že zisk z využití neefektivnosti se rovná nákladům na získání schopnosti objevit tuto neefektivitu, viz. Quiggin (2010, s. 41).

2.5.3 Ekonomické modely s nereálnými předpoklady

Quiggin (2010) dokumentuje, jak šel předpoklad *rationality* ekonomických subjektů ruku v ruce s formulací teorie efektivních trhů. Navíc oboje velmi dobře vyhovovalo dalšímu prohlubování tržního liberalismu.

V soudobých ekonomických teoriích je hojně využíváno konceptu tzv. *reprezentativního jedince*, někdy také nazývaného *agent*. Dle Kirman (1992) stojí za motivací využití reprezentativního jedince v ekonomických teoriích snaha poskytnout mikro-základy pro agregátní chování. Takto je možno všechny rozhodnutí účastníků daného trhu (např. kupujících) shrnout na výběr jednoho reprezentativního jedince. Principiálně vhodný přístup, který při uvědomění si všech limitací může pomoci makroekonomické analýze, nebyl dle Quiggina využíván obezřetně. Reprezentativní jedinec patří dle Quiggina rovněž mezi nereálné předpoklady.

2.5.4 „Trickle down Economics“

Rozdělení lidí na bohaté a chudé existuje od nepaměti. I přes četné pokusy odstranit tento fenomén politickou silou je možné konstatovat, že není v lidských silách, aby tomu bylo jinak. Existuje řada významných ekonomů, kteří víceméně podporují (či podporovali) přerozdělování příjmů od bohatých k chudým, například progresivním zdaněním nebo jinými redistribučními nástroji. Na druhou stranu lze vnímat názory jejich kolegů, kteří argumentují proti těmto tendencím, a zastávají teorie, jejichž základním kamenem je následující myšlenka:

... nechat bohaté bohatnout a čekat na výhody, jakým jsou například nová pracovní místa, které pak plynou i chudým - tedy: "*trickle down to the poor*".

Quigginova kritika se v tomto ohledu věnuje především ekonomii strany nabídky a koncepci Lafferovy křivky z 80. let minulého století, které se znovu dostaly do popředí zájmu v období před vypuknutím finanční krize a „Velké recese“. Pravdou totiž zůstává, že se obecně stále více bohatství koncentruje u 1 % obyvatelstva, a příjmy střední a nižší třídy spíše stagnují.

2.5.5 Privatizace

Tento poslední bod představuje klasický střet mezi levicovými a pravicovými ekonomy. Je nutno zdůraznit, že profesor Quiggin patří do první zmíněné skupiny. V části jeho knihy věnující se tomuto tématu, kritizuje především zbytečnou přemíru privatizace. Dle levicového pohledu nemusí privatizace vždy nutně znamenat efektivnější správu daného aktiva. Obecně však převládá názor opačný, což Quiggin kritizuje.

2.6 Deregulace finančních trhů a finanční krize 2007-2009

Liberalizace kapitálového trhu znamenala postupné oslabování omezení a zákonů z období po Velké hospodářské krizi z přelomu 20. a 30. let minulého století, jakým byl například *Glass-Steagall Act*⁶, který odděloval investiční a obchodní bankovníctví. Díky novým IT technologiím a internetu se trhy staly mnohem propojenější a koncentrovanější než kdykoli předtím. Vzhledem k tomu, že příčiny nedávné finanční krize jsou již poměrně dobře známy, proto jsou jen v následující části shrnuty.

Od počátku roku 2001 docházelo k postupnému, avšak častému snižování úrokové sazby FEDu, a to z hodnoty 5,75 % v lednu 2001 na hodnotu 0,75 % v listopadu 2002. Politika podpory bydlení za vlády prezidenta G. W. Bushe ml. nahrávala rozvoji nových druhů cenných papírů, jakými byly *zajištěné obligace* (CDO, *Collateralized Debt Obligations*⁷), a umožnila boom tzv. *Sub-prime* hypoték⁸. Úspěšnému a celosvětovému rozšíření CDO napomohlo i ratingové hodnocení⁹, díky němuž mohly nakupovat tyto cenné papíry i penzijní fondy. Je nutno poznamenat, že liberalizace do značné míry oslabovala případnou regulaci těchto cenných papírů a to v důsledku vedlo k většímu systémovému riziku, skrze krátkodobé zisky na úkor dlouhodobých ztrát¹⁰.

⁶ Tento zákon z roku 1933 v roce 1999 nahradil *Gramm-Leach-Bliley Act*.

⁷ CDO - Mnoho různých úvěrů je postoupeno, většinou, investiční bance. Ta vytvoří balík těchto úvěrů, a jako cenný papír CDO jej nabídne investorům. Peníze od dlužníků již poté neputují původním věřitelům, ale majitelům CDO. Banky, které dlužníkům úvěr poskytly se tedy nemusí bát, zda-li dlužník bude v budoucnu schopný splácet či nikoli. Zde vznikl přímo učebnicový morální hazard.

⁸ Rizikové hypotéky, které byly ještě několik dnů před pádem investiční banky Lehman Brothers hodnoceny nejhůře ratingem *A2*, tedy jako bezpečná investice.

⁹ Jen málo kdy horší než *Aaa*, které představuje nejvyšší stupeň bezpečnosti a téměř žádné úvěrové riziko.

¹⁰ Důležité bylo pro obchodníky prodat a získat poplatek, bez ohledu na budoucí vývoj. Tato politika v dobrých časech přinášela nadměrné zisky, ale v době splasknutí bubliny se ukázala jako „smrtící koktejl“.

Dalším rychle se rozvíjejícím finančním nástrojem se v tomto období stal pojišťovací produkt *swap úvěrového selhání*¹¹ (CDS, *Credit Default Swap*). Aby se investiční banky pojistily proti problémům při splácení hypotečních úvěrů, zajišťovali své pozice v CDO právě pomocí CDS.

Samotný guvernér FEDu Ben Bernanke v řadě svých veřejných vystoupení ještě v roce 2006 odmítal existenci rizika přítomného v *sub-prime* hypotékách a dokonce uváděl, že vidí jako velmi nepravděpodobné, že by v budoucnu došlo u tohoto produktu k nějakým problémům.

Když pak v roce 2007 přišlo splasknutí hypotéční bubliny, došlo k naprostému „zamrznutí“ amerického finančního sektoru a následnému rozšíření této nákazy téměř po celém světě. Problém systémového rizika spojený s kolapsem celého finančního systému, doprovázel také problém „nákazy“. To, co se zdálo z počátku jako regionální krize, přerostlo ve velké míře právě díky finančnímu inženýrství a propojenosti trhů v celosvětovou finanční krizi. Tato krize s sebou přinesla řadu negativních efektů, mezi nimi např. výrazné poklesy HDP v řadě zemí, evropskou dluhovou krizi a mnoho dalších makroekonomických obtíží.

¹¹ Jedná se o pojistný produkt, který bylo možné využít jako zajištění proti ztrátám z CDO. Problémem však bylo, že pomocí CDS mohli také spekulanti sázet proti úpadku CDO. Jinými slovy, jednu věc bylo možné pojistit vícekrát, a riziko v systému tak neúměrně narůstalo.

3 Likvidita aktiv a kapitálová struktura podniku v podmínkách České republiky

Dopad likvidity aktiv na kapitálovou strukturu firmy byl již předmětem celé řady studií. Sibilkov (2007) v této souvislosti zmiňuje především dva hlavní názorové proudy. První představuje pohled, který lze dohledat např. v Shleifer a Vishny (1992), že likvidita aktiv zvyšuje optimální zadlužení. Na druhou stranu studie Morellec (2001) nebo Myers a Rajan (1998) hovoří o opačném vztahu.

Za logikou prvně zmíněného směru stojí úvaha o nákladech prodeje aktiv s nízkou likviditou. Při prodeji takovýchto aktiv může docházet ke značným doprovodným a dodatečným nákladům, proto by se firmy měly proti takovéto situaci bránit snížením zadlužení. Jako příklad lze uvést právní služby, předávání technické a administrativní dokumentace ke strojům a tak dále. Aby tak nedocházelo k nucenému prodeji těchto aktiv při problémech se splácením dluhu, firmy by měli zadlužení snižovat.

Naproti tomu existují názory a modely tvrdící, že nižší likvidita aktiv vlastně snižuje náklady na dluh a ve výsledku firmy více využívají externího financování.

Negativní vztah mezi likviditou aktiv a zadlužením může mít ještě jedno vysvětlení a to, že firmy zkrátka využívají lehce zpeněžitelných zdrojů v co největší míře k přeměně na peněžní prostředky. Jelikož s výší samotného úvěru většinou roste úroková míra, firma si bude chtít půjčovat co nejmenší množství peněz a k tomu ji mohou napomoci likvidnější aktiva. Sibilkov (2007) dále uvádí, že řada autorů se spíše zaměřuje na určitý segment trhu či určité druhy aktiv.

Vzhledem k ekonomickému poklesu a stagnaci, které provázejí českou ekonomiku zhruba od roku 2009, je zajisté užitečné zkoumat, jaké dopady měla ekonomická situace země na dané finanční ukazatele firem a jaký (či jestli) je mezi nimi vůbec nějaký vztah. V zahraniční literatuře se také v kontextu krizového období zmiňují rovněž tzv. *Fire sales*, což jsou nucené výprodeje aktiv, které mohou nastat z nejrůznějších důvodů. Zde hraje likvidita rovněž významnou roli, přestože je pojímána jinak, než je chápána v této práci. Této problematice se věnují např. Shleifer a Vishny (2010). Autoři uvádějí, že nejčastějším mechanismem, který urychluje nucený odprodej aktiv, jsou zajištěné úvěry¹². V případě, že firma není schopná dostát svým závazkům a splácet řádně a včas své dluhy, je věřitel - většinou nějaký finanční dům - oprávněn zajistit si prostředky z této zástavy. Může jít o

¹² V anglické literatuře: *Collateralized lending*.

automatický či právní proces. V období krize však může nastat situace, kdy se do obdobně tíživé finanční situace dostává řada firem z daného odvětví. Dlouhodobá a málo likvidní aktiva jsou často velice specifická a jejich cena tak často závisí na poptávce od konkurentů. Pokud však nejsou firmy ochotny či schopny tyto aktiva nakupovat, přichází na řadu většinou nespecializovaný subjekt. Ten lze chápat jako firmu, která se v daném odvětví nepohybuje a tyto aktiva nakupuje spíše za účelem spekulace či investice. Protože tento kupec není v daném oboru specializován, své riziko špatné investice si bude chtít kompenzovat maximálním snížením kupní ceny. To může vést ke spirále výprodejů nazývaných *fire sales*. Pro takovýto výzkum je však nutno mít dostatečně kvalitní data o cenách prodejů ve vztahu k účetním cenám aktiv a podrobné finanční výkazy. Tento předpoklad je v českých podmínkách jen velmi těžko splnitelný a proto bylo přistoupeno k analýze aktiv z pohledu jejich likvidity ve vztahu k zadlužení firmy.

3.1 Aktiva ve smyslu likvidity z pohledu rozvahy firmy

Existuje nespočet definic likvidity. Obecně je však možno tvrdit, že čím likvidnější aktivum bude, tím jednodušeji jej lze zpeněžit, a naopak čím méně likvidní aktivum bude, tím těžší a zdlouhavější bude jeho prodej. Nemusí to být jen samotná povaha daného aktiva, která determinuje jeho likviditu. Můžou nastat nejružnější technické, administrativní a byrokratické překážky, které přemění aktivum z relativně likvidního aktiva na aktivum méně likvidní.

Jak uvádí např. Myers a Rajan (1995), čím jsou firemní aktiva likvidnější, tím větší hodnotu mají především při rychlých prodejkách. To dává smysl, a ne jen proto, že „čas jsou peníze“.

V rámci rozvahy lze roztrždit aktiva na dlouhodobá a krátkodobá (oběžná). Dlouhodobý majetek se člení na dlouhodobý hmotný, dlouhodobý nehmotný a dlouhodobý finanční majetek. Z podstaty věci vyplývá, že tento druh majetku si firma snaží udržet po delší dobu. Proto by pro ni neměl být východiskem prodej dlouhodobých aktiv za účelem splacení především krátkodobých závazků z obchodního styku. To ovšem neznamená, že by firma nemohla taková aktiva v případě nutnosti odprodat. I tak je možno konstatovat, že oběžná aktiva bývají lépe a rychleji prodatelná. Jedná se většinou o aktiva, jejichž vázanost ve výrobním procesu je obvykle kratší než jeden rok.

Uvážíme-li nejlikvidnější možnou formu aktiv, což jsou peníze na podkladně a na bankovních účtech, které jsou součástí oběžných aktiv, lze uvést, že zde bude existovat nejmenší překážka k úhradě závazků firmy. Peníze je potřeba spočítat na pokladně a převést

na pobočku banky, kde můžou být vloženy na účet¹³ – v krajním případě může být placeno rovnou na pobočce obchodního partnera na jeho účet. To vše však představuje náklady ve formě času zaměstnance či poplatku společnosti, která se stará o převoz hotovosti do banky a naopak. Pokud bude mít firma peníze na termínovaném účtu v bance, je možno předpokládat určitou sankci ve formě poplatku za předčasný výběr prostředků z bankovního termínovaného účtu. Velmi likvidní jsou rovněž obchodovatelné cenné papíry. Může se jednat o kvalitní státní nebo podnikové dluhopisy, akcie, opce atd. V tomto případě mohou vznikat náklady dvojího druhu. Jako první je třeba zmínit nemalé poplatky pro instituci, která zprostředkovává obchodování na kapitálovém trhu. Poplatky *brokerovi* či *makléři* bývají většinou zdola omezeny absolutní částkou a proto vyvolává prodej v malém množství relativně vysoké náklady na odprodej takovýchto papírů. Za druhé může dojít ke kapitálové ztrátě, která souvisí především s nevhodným načasováním prodeje cenného papíru.

Zásoby, jako součást oběžných aktiv, již nespádají do kategorie těch nejlikvidnějších aktiv. Přesto, a v závislosti na povaze, je řadíme mezi likvidnější aktiva. Z pohledu rozvahy se jedná o oběžné aktivum, ale likvidita se v rámci této kategorie může značně měnit. Nejprve je třeba si ujasnit, co mohou zásoby představovat. Jsou to především materiál a suroviny představující vstupy pro činnost podniku. Může jít ale i zboží nebo nedokončené výrobky a polotovary. Je otázkou, s jakou rychlostí je firma schopna prodat zásoby. Může jít o zásoby, které budou již morálně zastaralé nebo částečně poškozené, které by mohla firma ještě v rámci výrobního procesu upotřebit, ale prodej externímu subjektu bude vyžadovat značnou slevu. Tato sleva pak bude do jisté míry představovat pro prodávající firmu náklad. Při nákupu ze zahraničí se firma rovněž vystavuje kurzovému riziku. Firma tak bude stát před rozhodnutím, jestli prodat dříve a za nižší cenu, nebo vyčkat na kupce nebo lepší ekonomické podmínky, a prodat za cenu pro zboží obvyklou. Neochota tratit na těchto obchodních transakcích proto může zvyšovat dobu, která je nutná na přeměnu zásob v peněžní prostředky a posléze zaplacené závazky.

Pohledávky patří taktéž do oběžných aktiv. Představují práva na příjem peněžních prostředků od externích subjektů. Převážnou část pohledávek představují pohledávky z obchodního styku, které vznikají z dosud neuhrazených faktur a obdobných platebních dokumentů. Každá pohledávka má své datum splatnosti a proto se většinou předmětem případného obchodu stávají především pohledávky po datu splatnosti. Nejvíce rozšířenou formou je tzv. faktoring, který představuje odkup pohledávky – především za zboží či

¹³ Vezmeme-li v úvahu, že se obchodní transakce odehrává v bezhotovostní formě. V případě firem to lze předpokládat s vysokou pravděpodobností.

služby – faktoringovou společností, za zpravidla určité procento z její hodnoty. Pomineme situaci, kdy společnost využívá tichého faktoringu¹⁴ kvůli vylepšení cash flow (zákazník vůbec neví o prodeji jeho pohledávky faktoringové společnosti a dál platí firmě, se kterou má smlouvu). Se zvyšující se dobou splatnosti pohledávky faktoringové firmě úměrně narůstá riziko, že pohledávka v budoucnu nebude splacená, a proto bude požadovat vyšší procento z hodnoty pohledávky. Stejně jako v případě zásob tak firma stojí před rozhodnutím jak rychle je ochotná přeměnit své pohledávky na peníze, a toto rozhodnutí tak má zásadní vliv na likviditu uvedené položky oběžných aktiv.

Ačkoliv je těžké, ba i kolikrát nemožné určit, které složky aktiv v rozvaze jsou více a které méně likviditní (určitá část pohledávek může být likvidnější než část zásob a naopak), globálně lze tvrdit, že dlouhodobé aktiva se vyznačují průměrně nižší likviditou.

Za nejlikvidnější složku dlouhodobého majetku je záhodno považovat dlouhodobý finanční majetek. Zde patří jak obchodovatelné, tak neobchodovatelné cenné papíry a ostatní finanční majetek, který firmy nepořizují za účelem dalšího obchodování, nýbrž jako investici. Firmy často nakupují zlato a ostatní drahé kovy za investičním účelem.

Dlouhodobý hmotný a nehmotný majetek se vyznačují společnou vlastností – odepisují se. Odpisy představují časově rozložený náklad, u něhož výdaj peněžních prostředků proběhl v minulosti (při pořízení tohoto majetku).

Mezi dlouhodobý nehmotný majetek lze zařadit majetková práva, licence, výsledky výzkumu a vývoje, software atd. Při případném prodeji takového majetku však nastává zásadní problém. Vezmeme-li v úvahu například software, prodej licence na využití softwaru dává smysl pouze při současném nahrazení stávajícího řešení jiným. Silné mezinárodní společnosti využívají většinou standardních řešení ERP¹⁵, datových skladů, databází, portálů atd., na které navazuje „*zákaznický vývoj*“. Tedy jakási „*customizace*“, popřípadě vlastní vývoj v rámci softwaru, který dodavatelé softwaru (např. SAP, Teradata, Oracle atd.) podporují. Propojení jednotlivých systémů tak představuje velice náchylný organismus, a případné jeho změny pak představují nemalé finanční náklady. Dalo by se říci, že pro velkou nadnárodní korporaci je v rámci zajištění likvidity jednodušší prodat celou pobočku na daném území, než vymýšlet prodej jednotlivých částí nehmotného majetku, pokud jde zrovna o takové složky, jako je např. již zmíněný software.

¹⁴ Pokud nějaká firma poskytuje například prodej zboží na splátky, tento druh faktoringu ji může značně vylepšit cash flow.

¹⁵ Systém ERP – Enterprise Resource Planing systém.

A konečně zde máme dlouhodobý hmotný majetek. Budovy, stroje, pozemky a všechny ostatní movitý i nemovitý majetek, který se vyznačuje delší dobou použití než jeden rok¹⁶. V případě budov a pozemků vstupuje do prodeje i cena právních služeb, poplatků na katastru nemovitostí atd. Ke správnému ocenění budov a pozemků je třeba znalců, kteří jsou schopni posoudit adekvátnost ceny. Zkrátka úkony spojené s prodejem nemovitého majetku jsou většinou velmi časově a někdy i finančně náročné.

3.2 Paradox likvidity

Likvidita je obecně vnímaná jako pozitivní věc. Do té doby, než se diskuze bude týkat finanční instituce, jak popisuje Myers a Rajan (1995). Přesto, že likvidní aktiva zvyšují potenciál získat v krátké době peněžní prostředky, na straně druhé snižují schopnost managementu věrohodně plnit strategii ochraňující investory. Myers a Rajan (1995) uvádí následující popis paradoxu likvidity.

Byla založena hypotetická firma, aby se stala tvůrcem trhu pro vládní a podnikové dluhopisy. Začne se zásobou likvidních pokladničních poukázek. Pokud by mohly být neodvolatelně poskytnuty jako zástava věřiteli, společnosti by mohla financovat svou zásobu 100% z dluhu. Takové zásoby by však byly v tomto kontextu zablokovány a obchodování s pokladničními poukázkami by nebylo možné. Takováto firma si nemůže dovolit neobchodovat. Pokud je tedy podstatné pro firmu, aby si udržela flexibilitu pro prodej i nákup aktiv, může skončit jako příliš likvidní. Nelikvidní aktiva sice znamenají, že věřitelé dostanou méně, pokud se dlužník dostane do problémů, ale na druhou stranu mají více času a určitou pravděpodobnost, že dané aktiva se budou nacházet „*stále na svém místě*“. Jinými slovy, likvidní aktiva poskytují věřiteli vyšší hodnotu při likvidaci, ale také skýtají více svobody dlužníkovi, aby se „*bavil na účet věřitele*“.

Mimo to existují různé názory na vliv makro a mikro likvidity. Makro likvidita je spojená s dostatečnými úsporami na makro úrovni. V článku nazvaném *World economy confronted by liquidity paradox*, z online vydání Financial Times¹⁷, se objevují dva názory. Nejprve, že dostatek likvidity na makro úrovni nezaručí dostatečnou likviditu na mikro úrovni, protože ta je především produktem důvěry, jak argumentuje např. Kevin Warsh.

¹⁶ Pro účely účetnictví navíc pro zařazení do dlouhodobého hmotného majetku většinou musí pořizovací cena splňovat i limit 40 000 Kč.

¹⁷ <http://www.ft.com/cms/s/0/1c481a66-51a5-11dc-8779-0000779fd2ac.html#axzz2mWyYW>
Pa6 [cit 09.04.2014]

Oproti tomu stojí názor Kena Rogoffa, profesora Harvardovy univerzity, který vidí jasné propojení mezi mikro a makro úrovní.

3.3 Kapitálová struktura

Firma může pro financování svých aktiv využít dva hlavní zdroje. Cizí kapitál a vlastní kapitál. Míru zadlužení lze chápat ve smyslu kapitálové struktury, která samozřejmě ovlivňuje také náklady na kapitál samotný. Následující část vychází především z obchodního zákoníku, který ještě existoval v době vzniku této práce¹⁸, a rozdělení, které se objevuje např. v Dluhošová (2010).

3.3.1 Složky kapitálu z pohledu rozvahy

Základní kapitál tvoří většinou největší složku vlastního kapitálu. V návaznosti na právní formu se rozlišuje rovněž způsob tvorby základního kapitálu. Ten může být tvořen peněžitými, ale i nepeněžitými vklady. U komanditní společnosti je minimální základní kapitál 5 000 Kč, což je částka, kterou musí vložit komanditista. U společnosti s ručením omezeným byl do konce roku 2013 povinný společný minimální vklad společníků do společnosti 200 000 Kč. V „*novém občanském zákoníku*“ je však tato povinnost minimálního základního kapitálu redukována na 1 Kč. U akciové společnosti se můžeme setkat se dvěma variantami. Při neveřejném úpisu akcií musí mít akciová společnost základní kapitál ve výši alespoň 2 mil. Kč. Druhá varianta, s veřejným úpisem akcií, počítá s minimálním základním kapitálem ve výši 20 mil. Kč. Výše základního kapitálu se zapisuje do obchodního rejstříku.

Kapitálové fondy jsou fondy, které nejsou generovány ze zisku. Jedná se vlastně o externí zdroje kapitálu a patří mezi ně především emisní ážio, dary, dotace atd. Emisní ážio je rozdíl mezi nominální hodnotou akcie a cenou, za kterou se při emisi akcie skutečně prodá. Investor či spekulant, který takové akcie kupuje, do budoucna očekává vysoké zhodnocení akcií, které mu vykompenzuje vyšší počáteční náklady. Důležité je poznamenat, že kapitálové fondy nijak automaticky nezvyšují ani nesnižují základní kapitál.

Fondy ze zisku, jak již napovídá jejich název, jsou tvořeny ze zisku účetní jednotky. Lze se setkat se dvěma typy fondů ze zisku. Těmi, které účetní jednotka tvoří dobrovolně a

¹⁸ Od 1. ledna 2014, kdy vstoupil v platnost *Nový občanský zákoník*, došlo také k zániku některých dalších zákonů – např. obchodního zákoníku. Jeho ekvivalent se nyní nazývá *Zákon o obchodních korporacích*.

těmi, které tvoří ze zákona. Dobrovolné fondy mohou být buď statutární, nebo ostatní fondy. Oba typy těchto fondů jsou tvořeny na základě rozhodnutí podniku. Mezi zákonně tvořené fondy řadíme především zákonný rezervní fond, který lze použít pouze k pokrytí ztrát. Družstva vytvářejí nedělitelný fond.

Výsledek hospodaření minulých let je rovněž součástí vlastního kapitálu a může nabývat jak kladných, tak záporných hodnot s ohledem na to, zda se jedná o nerozdělený zisk nebo neuhrazenou ztrátu.

Výsledek hospodaření běžného období je shodný s výsledkem hospodaření za účetní období z výkazu zisků a ztráty.

Cizí kapitál představuje dluh podniku, ať již krátkodobý (většinou do 1 roku), nebo dlouhodobý (s delší dobou splatnosti než je jeden rok), který musí být v určitém termínu splacen. Cizí zdroje zahrnují rezervy, závazky podniku, bankovní úvěry a popřípadě výpomoci.

Rezervy představují část cizích zdrojů, která se tvoří na vrub nákladů. Tyto zadržené částky, které snižují výsledek hospodaření, musí podnik v budoucnu vynaložit – například na opravu strojů, budov atd. Existuje celá škála členění rezerv, mezi které patří i účelové členění. Rezervy se tak mohou tvořit za jasným cílem (účelem) nebo obecně. Obecné rezervy nemají konkrétní účel použití. Jelikož rezervy snižují výsledek hospodaření, lze rozlišovat rovněž zákonné rezervy a ostatní rezervy. Zákonné rezervy jsou upraveny zákonem o rezervách a jsou daňově uznatelné. Ostatní rezervy nejsou daňově uznatelné a účetní jednotka si může stanovit jejich rozsah i použití. Dluhošová (2010) uvádí např. rezervy na daň z příjmů, na důchody, na rizika ztráty.

Závazky podniku jsou rovněž součástí cizích zdrojů a dělí se na krátkodobé a dlouhodobé. Krátkodobé závazky jsou splatné (většinou) do jednoho roku a měly by sloužit k financování běžného provozu podniku. Typickými příklady jsou závazky vůči dodavatelům, zaměstnancům, pojišťovnám, daňové závazky atd. Dlouhodobé závazky by, na druhou stranu, měly financovat ty druhy aktiv, které mají delší životnost. Jedná se především o dlouhodobá aktiva, jako jsou auta, stroje, pozemky či nemovitosti. Mezi dlouhodobé závazky lze zařadit emitované dluhopisy, dlouhodobé směnky atd. Při srovnání kontinentálně evropského a angloamerického modelu financování podniků cizími zdroji lze pozorovat výrazně nižší poměr využívání podnikových obligací jako zdroje cizího kapitálu v geografické oblasti kontinentální Evropy. Tento fenomén souvisí do značné míry s rozvinutostí kapitálového trhu. Proto se obecně vžil označení a rozdělení na M-systém (M – *market* – systém založený na

silném postavení kapitálového trhu s vysokou likviditou) a B-systém (B – *banks* – systém, opírající se o financování podniků v první řadě prostřednictvím bankovních úvěrů).

Jak již bylo řečeno, v našich – tedy českých podmínkách firmy v mnohem větší míře využívají financování pomocí bankovních úvěrů. Na trhu existuje celá škála bankovních produktů, které firmy mohou využívat. Spolu s výpomocí (úvěry od jiných nebankovních subjektů) lze úvěry rovněž rozdělovat na krátkodobé a dlouhodobé. Krátkodobé úvěry jsou většinou poskytovány na období několika měsíců, například pro překlenutí krátkodobých problémů s likviditou nebo jako výpomoc pro vyrovnání sezónních výkyvů v poptávce. Dlouhodobé úvěry většinou financují sofistikovanější a dlouhodobější investice, jako jsou např. renovace vozového parku (u dopravních společností může jít o investice v řádech desítek či stovek milionů korun), modernizace výroby, výstavba nových hal či logistického centra.

3.3.2 Teorie kapitálové struktury

Většina výzkumu zaměřená na kapitálovou strukturu se zaměřuje na poměr cizího kapitálu k vlastnímu kapitálu, který lze vyčíst z pravé strany rozvahy. Mix emitovaných obligací či úvěrů vzhledem k vlastnímu kapitálu udává tzv. zadluženost vlastního kapitálu. Myers (2001) podává přehled nejvýznamnějších teorií kapitálové struktury.

Co v první řadě zdůrazňuje je to, že neexistuje univerzální teorie pro výběr poměru dluhu a vlastního kapitálu a co víc, k takovéto teorii nevede ani žádný důvod. Přesto uvádí několik zásadních teorií.

Static tradeoff theory říká, že firmy hledají takovou úroveň zadlužení, která vybalancovává daňové výhody dodatečného dluhu proti nákladům možného bankrotu. Tato teorie tedy předpokládá umírněné vypůjčování firem platících daně. Myers (1993) dále rozvádí, že v tomto modelu by tržní hodnota firmy neměla záležet na zadlužení, když aktiva, zisky a budoucí investiční příležitosti budou konstantní. Ale daňová odečitatelnost úroků přiměje firmu si půjčovat do bodu, kde současná hodnota daňového štítu je vyrovnána hodnotou ztráty způsobenou náklady zprostředkování a možností bankrotu. Myers (1993) uvádí několik příkladů, které podporují tuto teorii.

Zprvée, příběh o umírněném zapůjčování zdrojů podporuje „*selský rozum*“. Většina manažerů by nejspíše souhlasila s tvrzením, že půjčování finančních prostředků snižuje daně, a že přílišné zadlužení povede k potencionálním problémům firmy v budoucnosti.

Za druhé, analytici, kteří se blíže zabývají náklady bankrotu, by mnohdy potvrdili, že náklady bankrotu by měly být vážnější pro firmy s velkým množstvím nehmamatelných aktiv. Jinými slovy, firmy, jako jsou například farmaceutické společnosti, by si měly půjčovat méně než třeba podniky pohybující se v chemickém průmyslu, jelikož ty nevlastní takové množství nehmamatelných aktiv. Autor dále uvádí několik studií podporujících tuto teorii.

Pecking order theory¹⁹ říká, že firmy si budou půjčovat – raději než vydávat nové akcie, když interní cash flow nedokáže pokrýt kapitálové výdaje. Úroveň zadlužení tak bude reflektovat kumulovanou potřebu firmy po externích zdrojích. Myers (1993) dále vysvětluje podrobněji.

Za prvé, dividendová politika je „sticky“ (*Sticky* – vychází z anglického slovesného spojení *stick with sth*, tedy zůstat u něčeho. V souvislosti s dividendovou politikou jde tedy o strategii, kdy se firma rozhodne, že bude vyplácet dividendy²⁰ v určité výši a toho se drží jak v dobrých tak špatných časech).

Za druhé, firmy preferují interní financování před externím financováním, přičemž interním termínem rozumíme např. využití výsledku hospodaření z minulých let. Firmy nicméně hledají externí financování v případě potřeby pozitivní čisté současné hodnoty (NPV, *Net Present Value*) u reálné investice.

Za třetí, pokud firmy vyžadují externí financování, zvolí nejprve formu dluhu, například vydání podnikových obligací, před zvyšováním vlastního kapitálu.

Za čtvrté, tak jak firma hledá víc a víc externího financování, bude k tomu využívat stále méně a méně bezpečné formy obligací, např. konvertibilní obligace, a nakonec může skončit u zvyšování vlastního kapitálu jako poslední možnosti.

V případě pecking order theory tedy neexistuje žádný správně definovaný poměr zadlužení k vlastnímu kapitálu.

Free cash flow theory říká, že nebezpečně vysoké zadlužení zvýší hodnotu firmy i přes možné náklady bankrotu, když operativní cash flow firmy výrazně přesáhne možnosti jejích profitabilních investic.

Myers (2001) dále uvádí, že v souladu s Miller a Modigliani (1958) existuje další možnost: Na financování nezáleží. Respektive, Millerův-Modiglianiho teorém říká, že v podmínkách dokonale informačně efektivního trhu, bez nákladů bankrotu, daní a nákladů zprostředkování, je hodnota firmy nezávislá na formách financování. Samozřejmě, že jde o model založený na dokonalém kapitálovém trhu, kde jakákoli odchylka bude velmi rychle

¹⁹ *Pecking* se dá přeložit jako zobat nebo sbírat.

²⁰ V současné terminologii se již jedná o podíly na zisku obchodní společnosti.

vymazána nějakou finanční inovací směrem k odhadované rovnováze trhu. Ve skutečnosti hraje forma financování svou roli. Myers (2001) zdůrazňuje, že teorie optimální kapitálové struktury se liší v tom, jak interpretuje (a popřípadě zdůrazňuje) jednotlivé faktory, jako jsou již zmíněné náklady bankrotu, náklady zprostředkování, daně atd.

3.4 Hypotézy o vlivu likvidity na kapitálovou strukturu

Správné rozhodování o tom jakým způsobem financovat své aktiva je důležitým aspektem pro dlouhodobé plánování a úspěšnost firmy. Kapitálová struktura ve své podstatě podává obraz o rozdělení či kombinaci vlastních a cizích zdrojů. Přesto, že lze tuto veličinu měřit řadou způsobů, pro účely práce postačí jednoduché využití indexu celkové zadluženosti firmy, který se vypočítá jako **cizí kapitál / celková bilanční suma**. Shleifer a Vishny (2010) uvádějí dva základní vlivy likvidity na kapitálovou strukturu – pozitivní a negativní.

3.4.1 Hypotéza pozitivního efektu likvidity na zadlužení

Základním stavebním kamenem této hypotézy je fakt, že likvidní aktiva je často jednodušší monitorovat, což s sebou přináší i nižší náklady, a tak se věřitelé nemusí tolik obávat o své zapůjčené prostředky – ať již v podobě poskytnutých úvěrů, či nakoupených podnikových obligací. V takové situaci si firma může dovolit půjčit, či spíše věřitelé jsou ochotni poskytnout, vyšší objem peněžních prostředků a zadlužení se tak zvyšuje. Je otázkou, zda-li se zvyšuje i optimální zadlužení či nikoliv. Autoři Shleifer a Vishny (1992) se rovněž dívají na likviditu aktiv z pohledu prodejnosti aktiv v období krize. Dnes bychom uvedli, že z pohledu *fire sales*. Jelikož manažeři dopředu ví, že nižší likvidita aktiv může vést k vyšším nákladům, respektive vyšším slevám při jejich případném prodeji, budou se snažit již ex-ante snižovat zadlužení firmy. Na druhou stranu, sebou může vysoká likvidita přinést také vyšších chutí k zadlužení, jelikož manažeři nebudou považovat problémy s případným odprodejem aktiv za natolik závažné, aby dopředu snižovali zadlužení. Spíše je budou zvyšovat.

3.4.2 Hypotéza negativního efektu likvidity na zadlužení

Tak, jako existují názory na pozitivní vliv likvidity na kapitálovou strukturu, potažmo zadlužení, v literatuře lze dohledat rovněž opačná tvrzení. Shleifer a Vishny (2010) poskytují přehled několika významných studií, jejichž závěry by se daly shrnout následujícím způsobem.

Vyšší likvidita aktiv způsobuje růst pravděpodobnosti prodeje těchto aktiv v budoucnu díky nízkým nákladům na jejich odprodej. Odprodeje aktiv však také zmenšují velikost a hodnotu firmy a proto jsou věřitelé velice ostražití. Při využití nejrůznějších restrikcí na firemní aktiva se tak zvyšuje očekávaná likvidační hodnota pro věřitele. Tato myšlenka je vlastně jakýmsi mezistupněm mezi pozitivním a negativním efektem u likvidity. Slouží-li aktiva jako zástava při úvěru, potom by měl být vztah likvidity a zadlužení pozitivní. Na druhou stranu platí, že neexistuje-li žádná překážka a firma nemusí při úvěru ručit aktivy, mělo by se jednat o negativní efekt.

Dalším důležitým aspektem, který je třeba brát v úvahu je možný konflikt mezi investory a manažery. Vyšší likvidita aktiv, a s tím spojené nižší náklady na likvidaci, mohou vést k převážení zájmů manažerů nad zájmy investorů.

Manažeři mohou rovněž odmítat větší zadlužení již jen z důvodů nákladů na zprostředkovatele, rizikovosti a současného tlaku na výkonnost ze strany věřitelů. V takové situaci pak nebude firma dosahovat optimálního zadlužení, ale spíše nižšího.

Také je možné, jak uvádí autoři, že při srovnání výhod financování dluhem a malou pravděpodobností likvidace již nebude mít likvidita téměř žádný vliv na kapitálovou strukturu.

3.5 Makroekonomický vývoj v České republice v letech 1999 - 2012

Vývoj a výkon ekonomiky je zcela zásadní pro každý stát a jeho financování. Nejvýznamnějšími tuzemskými institucemi, které sledují makroekonomické výsledky české republiky, jsou bezesporu Český statistický úřad, Ministerstvo financí České republiky a Česká národní banka. Jejich data a publikace jsou základem pro následující podkapitoly 3.5.1 – 3.5.3.

Nejpodstatnějším obdobím pro potřeby této práce je období od roku 2007 do roku 2011. To však nebrání tomu, aby pro širší pohled byla, v souvislosti s vývojem ekonomiky,

zkoumána nejnovější data dostupná při vzniku této práce a rovněž data starší než data za rok 2007.

Nejprve je zkoumán vývoj hrubého domácího produktu (HDP) České republiky, jelikož se jedná o hlavní ukazatel ekonomického směřování ekonomiky. Procyklicky orientovaná ekonomická odvětví, jako např. stavebnictví, typicky reagují na vývoj HDP ve stejném směru. Při poklesu HDP je možno očekávat i pokles stavební produkce a naopak. Hrubý domácí produkt od počátku nového tisíciletí až do roku 2008 vždy meziročně rostl. V roce 2009 se však trend změnil a hospodářská krize, která začala jako hypotéční krize v USA, zasáhla i českou ekonomiku.

Dalším důležitým faktorem makroekonomického vývoje je cenová stabilita, respektive inflace. Inflace může za jistých okolností dokonce povzbudit ochotu firem více si půjčovat peněžní prostředky. Cenová stabilita se nechápe jako nulová inflace, ale Česká národní banka si za svůj cíl vždy volí určité tempo každoročního zvyšování inflace a toho se snaží dosáhnout. Přes počáteční problémy, změny měnové politiky a chybné odhady inflace v počátečních letech jejího cílování²¹, se Česká národní banka ve svých prognózách a strategiích stále zdokonaluje.

Nezaměstnanost je fenomén, který v České republice souvisí mimo jiné s nevyhovujícím školstvím – ať již jde o školství základní, střední či vysoké, s neochotou lidí se stěhovat za prací, a především se strukturálním složením české ekonomiky. Vývoj nezaměstnanosti ovlivňuje negativně nálady ve společnosti a pocit dlouhodobé a vleklé krize či neochoty investovat nebo přijímat zaměstnance se tak může u firem dále prohlubovat. Nejvyšší nezaměstnanost panuje tradičně v Moravskoslezském a Ústeckém kraji, kde v minulosti docházelo k utlumení tamního průmyslu. Naopak nejnižší nezaměstnanost si dlouhodobě drží Hlavní město Praha.

²¹ Především v prvním pětiletém období docházelo k výrazným odlišnostem mezi inflačním cílem a skutečností. První inflační cíle byly tehdy stanoveny o jednotky procentních bodů výše, než byla skutečná inflace.

3.5.1 Vývoj HDP

Český statistický úřad poskytuje časové řady hrubého domácího produktu, ze kterých je vycházeno v následující části. V části metodických vysvětlivek²² je HDP vysvětlen jako „*Souhrn hodnot přidaných zpracováním ve všech odvětvích činností považovaných v systému národního účetnictví za produktivní (tj. včetně služeb tržních i netržních). Jde o propočet v kupních cenách, za které jsou realizovány tržní výkony (tzn. včetně daní z produktů a bez dotací na produkty). U netržních služeb je přidaná hodnota vyjádřena jako souhrn náhrad zaměstnancům a spotřeby fixního kapitálu. Prvotní propočet je proveden v běžných cenách. Pro potřeby sledování vývoje s vyloučením vlivu změn cen následuje převod do průměrných cen předchozího roku, ze kterých se tzv. řetěžením získají údaje ve stálých cenách roku 2005. Údaje jsou uváděny bez očištění o nestejný počet pracovních dní.*“ Tab. 3.1 uvádí vývoj českého HDP, kdy je možno pozorovat růst HDP až do roku 2008. V září téhož roku však došlo k pádu americké investiční banky Lehman Brothers a následně propuknutí finanční krize, která zasáhla nejen Spojené státy americké, ale i četné další státy v Evropě i ve světě. Přes proklamace tehdejšího ministra financí Miroslava Kalouska o tom, že se České republiky finanční krize nedotkne (a měl pravdu, protože české banky byly mnohem zdravější než jejich zahraniční protějšky) se již v roce 2009 dostavil první hospodářský pokles po deseti letech meziročních růstů.

Tab. 3.1 Vývoj českého HDP v letech 1999 – 2012 (ve stálých cenách roku 2005)

Rok	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Roční Δ v %	1,7	4,2	3,1	2,1	3,8	4,7	6,8
Rok	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Roční Δ v %	7,0	5,7	3,1	-4,5	2,5	1,8	-1,0

Zdroj: Český statistický úřad

Hospodářská recese bývá většinou definována jako dvě a více po sobě jdoucích čtvrtletí klesající HDP. V roce 2009, tak česká ekonomika spadla do recese. Jako dvě hlavní příčiny tohoto vývoje bývají označovány ***pokles výkonnosti hlavních obchodních partnerů v čele s Německem a hospodářská politika bývalé a tehdejší vlády.*** Česká republika je totiž životně závislá na exportech zboží a služeb především do Spolkové republiky Německo, jejíž

²² Záložka: **Metodické vysvětlivky** v dokumentu ve formě .xls. Dostupné z: [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/cr:_makroekonomicke_udaje/\\$File/HLMAKRO.xls](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/cr:_makroekonomicke_udaje/$File/HLMAKRO.xls) [cit. 09.04.2014]

výkonnost zase ovlivňuje hospodářský vývoj v USA. Ruku v ruce s celkovým hospodářským poklesem pak v Evropě vznikla další krize – tentokrát dluhová. Hrozící státní bankroty Bulharska, Řecka, Portugalska, Španělska a Itálie, zhoršení jejich ratingu, který ovlivňuje úrokové sazby, za které si tyto země mohou půjčovat, vedlo i v České republice k velmi silnému tlaku na snižování zadlužení státu. Pojmout tento problém však není vůbec jednoduchá záležitost. Z úst politiků lze slyšet, že stát by se měl chovat jako jakákoliv jiná rodina a utrácet pouze to, na co „takříkajíc má“. Toto je z řady důvodů v současné době prakticky nesplnitelná teze. Přesto od roku 2006 sílil tlak na snižování výdajů České republiky, s cílem vyrovnaného rozpočtu v roce 2015 (posléze se datum vždy odkládalo o několik let). V dobách, kdy česká ekonomika rostla vysokým tempem růstu, byly vytvářeny obrovské schodky státního rozpočtu v řádech desítek i stovek miliard českých korun. Po změně ze středo-levého na středo-pravé uskupení ve Strakově akademii²³ však nedošlo k razantnímu zefektivnění chodu státu, ale „pouze“²⁴ ke zvyšování daní, se současným omezením výdajové stránky státního rozpočtu. Výsledkem neřešení dlouhodobých strukturálních problémů české ekonomiky, jakými jsou školství, byrokracie, korupce a špatně fungující stát, je v České republice²⁵ recese s dvojitým dnem. Fiskální konsolidace reagující na dluhové problémy dále utlumila agregátní poptávku a vedla ke stagnaci HDP.

3.5.2 Vývoj inflace

Inflace je obecně definována jako růst cenové hladiny a charakterizuje míru znehodnocování měny v přesně vymezeném časovém období. Míra inflace je měřena pomocí přírůstku indexu spotřebitelských cen. Pro sledování cenové hladiny v určitých segmentech ekonomiky slouží indexy, jimiž jsou: index průmyslových výrobců, index cen stavebních prací, index cen zemědělských výrobců atd. Inflaci v České republice měří Český statistický úřad, ale péči o cenovou stabilitu má v gesci Česká národní banka.

Úlohu měnové politiky České národní banky lze dohledat v § 2 zákona č. 6/1993 Sb., o České národní bance, které jí ukládají zabezpečovat především cenovou stabilitu a - pokud tím není dotčen tento hlavní cíl ČNB - podporovat obecnou hospodářskou politiku vlády vedoucí k udržitelnému hospodářskému růstu.

²³ Sídlo vlády České republiky.

²⁴ Zde bylo záměrně použito zestručnění problému na dva hlavní, protože není smyslem této části práce podívat rigorózní obraz o příčinách problémů stagnace české ekonomiky.

²⁵ Podle předběžných výsledků na konci roku 2013, lze mluvit o recesi dvojího dna.

Na svých internetových stránkách Česká národní banka uvádí, že „ČNB, podobně jako většina centrálních bank, se soustřeďuje především na stabilitu spotřebitelských cen. V praxi se stabilitou cen rozumí zpravidla nikoli doslova neměnnost cen, nýbrž jejich mírný růst. Růst cen odpovídající cenové stabilitě by měl zahrnovat statistické vychýlení směrem nahoru, k němuž dochází při měření růstu těchto cen, a měl by také dát dostatečný prostor pro drobné změny cenových relací, k nimž v každé ekonomice s efektivním cenovým systémem neustále dochází. Pro období od ledna 2006 byl vyhlášen inflační cíl ve výši 3 % s tolerančním pásmem ve výši jednoho procentního bodu oběma směry. V březnu 2007 byl vyhlášen nový inflační cíl ve výši 2 % platný od ledna 2010 s tím, že ČNB bude stejně jako doposud usilovat o to, aby se skutečná hodnota inflace nelišila od cíle o více než jeden procentní bod na obě strany.“²⁶

Česká národní banka má na výběr hned z několika měnově politických režimů, kterými může plnit svou úlohu. Existují čtyři základní typy těchto režimů, tak jak jej uvádí banka na svých internetových stránkách: **režim s implicitní nominální kotvou, cílování peněžní zásoby, cílování měnového kurzu a cílování inflace.**

Počínaje rokem 1998 přešla Česká národní banka k cílování inflace a tento měnový režim přetrvává dodnes. Nešlo tedy o přechod na zcela nový režim měnové politiky, nýbrž, o změnu způsobu, jakým je úloha banky plněna.

V Tab. 3.2 lze vidět tři ukazatele změny cenové hladiny. Prvním ukazatelem je míra inflace, vyjadřující procentní změnu průměrné cenové hladiny za dvanáct měsíců roku proti průměrné cenové hladině dvanácti měsíců předchozího roku. Tyto průměry jsou počítány z bazických indexů spotřebitelských cen, s cenovým základem „prosinec 2011“. Druhým ukazatelem je míra inflace, udávající přírůstek indexu spotřebitelských cen v prosinci daného roku proti prosinci předchozího roku. Poslední ukazatel „ceny stavebních prací“ vyjadřuje procentní změnu průměrné cenové hladiny za dvanáct měsíců roku proti průměrné cenové hladině dvanácti měsíců předchozího roku. Tyto průměry jsou od roku 2007 počítány z indexů cen se základní cenovou hladinou s průměrem za rok 2005. Index cen stavebních prací je zjišťován čtvrtletně na základě zjištěných cen stavebních prací, provedených respondenty na území ČR, dohodnutých mezi dodavatelem a odběratelem, za práce realizované vlastními zaměstnanci firmy, pracujícími majiteli firmy, osobami pracujícími na dohody a spolupracujícími (OSVČ²⁷). Ceny stavebních prací jsou šetřeny vždy za druhý měsíc příslušného čtvrtletí, bez daně z přidané hodnoty. Zpravodajská síť byla stanovena

²⁶ http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/cilovani.html [cit. 9.4.2014]

²⁷ Osoby Samostatně Výdělečně Činné

záměrným výběrem respondentů všech velikostních kategorií a různých právních forem s převážující stavební výrobou (sekce F Klasifikace ekonomických činností CZ-NACE 41 – kromě 41.10, 42, 43).

Tab. 3.2 Změny cenové hladiny v letech 1999 – 2012 v ČR.

Rok	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Míra inflace v % - průměr	2,1	3,9	4,7	1,8	0,1	2,8	1,9
Míra inflace v % - prosinec	2,5	4	4,1	0,6	1	2,8	2,2
Ceny stavebních prací v %	4,8	4,1	4,0	2,7	2,2	3,7	3,0
Rok	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Míra inflace v % - průměr	2,5	2,8	6,3	1	1,5	1,9	3,3
Míra inflace v % - prosinec	1,7	5,4	3,6	1	2,3	2,4	2,4
Ceny stavebních prací v %	2,9	4,1	4,5	1,2	-0,2	-0,5	-0,7

Zdroj: Český statistický úřad

Jak můžeme pozorovat v Tab. 3.2, průměrná inflace se pohybovala v rozmezí 0,1 – 6,3 %. To však může být v celku zavádějící, protože převážnou dobu se průměrná inflace pohybovala pod hodnotou 3%. Zásahu na tom má především Česká národní banka, která svou politikou napomohla k takto nízké inflaci. Neuchýlila se například v době expanze již tak přehřátou ekonomiku podpořit ještě snižováním úrokových sazeb. Ty se pohybovaly až do srpna 2008 rovněž do 3%.

Zajímavější jsou však ceny stavebních prací. Ty rostly v pozorovaném období většinou více než průměrná cenová hladina. Vlastně se tak dělo ve všech letech, kromě roku 2001 a roku 2008. Od roku 2010 ale tyto ceny nerostly a každoročně klesaly až do roku 2012, přitom průměrná míra inflace byla stále v rozmezí 1,5 – 3,3 %. Ovšem část průměrné inflace byla způsobena efektem zvýšení nepřímých daní – především DPH.

3.5.3 Vývoj nezaměstnanosti

Ve většině ekonomik patří nezaměstnanost převážně v období ekonomického ochlazení k nejpalčivějším problémům. V České republice ji měří Český statistický úřad a Ministerstvo práce a sociálních věcí (MPSV)²⁸. Za zaměstnané se přitom považují všechny osoby patnáctileté a starší, obvykle bydlící na sledovaném území, které v průběhu

²⁸ ČSÚ – Obecná míra nezaměstnanosti; MPSV – Registr. míra nezaměstnanosti. V současné době reg. míru nezaměstnanosti nahradil *Podíl nezaměstnaných osob*.

referenčního týdne pracovaly alespoň 1 hodinu za mzdu, plat nebo jinou odměnu, nebo sice nebyly v práci, ale měly formální vztah k zaměstnání; hlavním kritériem pro zařazení mezi zaměstnané je tedy vyvíjení jakékoliv odměňované pracovní aktivity. Jedná se o osoby pracující ve vlastní či rodinné firmě, profesionální příslušníci armády, osoby ve výkonu základní vojenské a civilní služby (do r. 2004 vč.), a osoby na mateřské dovolené, které před nástupem pracovaly.

Za nezaměstnané se, podle mezinárodně srovnatelné metodiky, považují všechny osoby patnáctileté a starší, obvykle bydlící na sledovaném území, které v průběhu referenčního týdne souběžně splňovaly tyto podmínky ILO: ***musí být bez práce, být připraveny k nástupu do práce a v průběhu posledních 4 týdnů aktivně hledaly práci.***

Míra registrované nezaměstnanosti je podle původní metodiky počítána jako podíl, kde je v čitateli počet neumístěných uchazečů o zaměstnání registrovaných na úřadech práce k poslednímu dni sledovaného období (zdrojem dat je Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR) a ve jmenovateli pracovní síla. Od 3. čtvrtletí 2004 přistoupilo Ministerstvo práce a sociálních věcí k metodické změně spočívající v odlišném zahrnování některých skupin osob jak do čitatele, tak do jmenovatele. V čitateli je počet tzv. dosažitelných neumístěných uchazečů o zaměstnání (vč. občanů ČR a občanů EU (EHP), jsou to evidovaní nezaměstnaní ke konci období, kteří mohou ihned nastoupit do zaměstnání a ve jmenovateli pracovní síla, tj. počet zaměstnaných z VŠPS + počet zaměstnaných občanů EU (EHP) + počet pracujících cizinců ze třetích zemí s platným povolením k zaměstnání či živnostenským oprávněním + počet dosažitelných neumístěných uchazečů o zaměstnání (vše klouzavý roční průměr). Od roku 2013 pak došlo k další metodické změně a Ministerstvo práce a sociálních věcí zveřejňuje tzv. *Podíl nezaměstnaných osob*²⁹ místo registrované míry nezaměstnanosti.

Tab. 3.3 Registrovaná míra nezaměstnanosti v letech 1999 – 2012 v ČR

Rok	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Registr. míra nezaměstnanosti v %	8,54*	9,02*	8,54*	9,15*	9,03	9,19	8,96
Rok	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Registr. míra nezaměstnanosti v %	8,13	6,62	5,44	7,98	9,01	8,57	8,60

Zdroj: MPSV

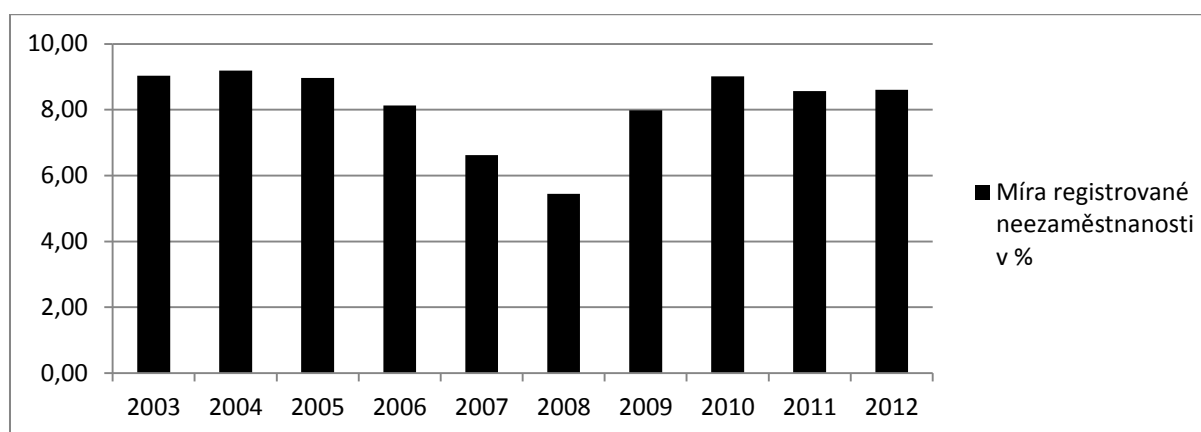
²⁹ Podíl nezaměstnaných osob, vyjadřuje podíl dosažitelných uchazečů o zaměstnání ve věku 15 – 64 let ze všech obyvatel ve stejném věku. Registrovaná míra nezaměstnanosti poměřovala všechny dosažitelné uchazeče o zaměstnání pouze k ekonomicky aktivním osobám.

Jak je možno vidět v Tab. 3.3, nebo Grafu 3.1, během let 2004 docházelo ke kulminaci nezaměstnanosti (Česká republika se tou dobou ještě zotavovala z první velké krize po roce 1989, která byla způsobená především nezdravým bankovním sektorem) a postupně se snižovala až do roku 2008. Období ekonomické expanze s sebou přináší snižování nezaměstnanosti. Přesto, že se změnila metodika k 3. čtvrtletí roku 2004, v Tab. 3.3 jsou zachyceny hodnoty registrované míry nezaměstnanosti označené hvězdičkou (stará metodika) pouze do roku 2002. Hodnoty z roku 2003 jsou zpětně dopočítány již podle nové metodiky.

Česká ekonomika dlouhodobě trpí několika problémy, které mají zpětný efekt na nezaměstnanost. Otevřenost ekonomiky sebou přináší jak příležitosti, tak hrozby. Při poklesu globální poptávky bohužel není otevřená ekonomika, jako je ta česká, schopná adekvátně vstřebat tyto šoky a dochází k poklesu exportované produkce. Jsou však ekonomické sektory, kterých se krize více méně nedotkla. Jedná se především o sektor ICT. V této oblasti však není dostatek českých odborníků. Konkurenceschopnost České republiky každým rokem buď stagnuje, nebo klesá. Na vině jsou podle řady studií (OECD, VŠEM) především vysoká míra korupce, nekvalitní státní instituce, nedostatečná podpora podnikání, upadající školství – především znalost matematiky, a řada dalších. Pokud se tedy dostane ekonomika do potíží, nejdříve to pocítí nízko kvalifikovaní zaměstnanci a zaměstnanci firem, které jsou závislé na zakázkách pro exportní průmysl. V Evropě však nastala po roce 2008 nejen krize bankovní, která se týkala jen některých zemí, ale naplno propukla také krize dluhová. Toto vyvolalo tlak na snižování zadlužení a každoročních záporných sald státních rozpočtů. V České republice to znamenalo především škrty na výdajové straně rozpočtu. Vzhledem k poměrně procentuálně vysokým mandatorním výdajům, tak nezbývalo příliš prostoru³⁰ pro redukci výdajů. Tak došlo k omezení a zastavení investičních výdajů a řada stavebních a jiných firem tak musela propustit část zaměstnanců nebo dokonce opustit trh.

³⁰ Zhruba 200 miliard Kč.

Graf 3.1 Registrovaná míra nezaměstnanosti v letech 2003 – 2012 v ČR (v %)



Zdroj: MPSV

3.6 Stavebnictví a jeho vývoj v letech 2001 až 2012

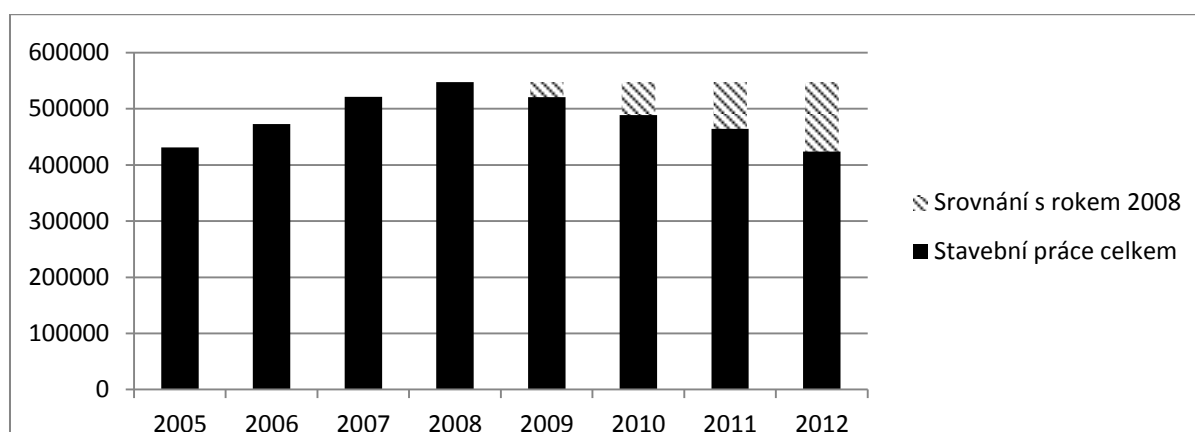
Stavebnictví patří tradičně, spolu s automobilovým průmyslem, k procyklickým sektorům české ekonomiky. V letech 2000 - 2008, kdy česká ekonomika rostla v rozmezí 2,1 – 7 % HDP ročně, lze v Grafu 3.2 vypořádat jasnou souvislost růstu objemu stavebních prací s vývojem hrubého domácího produktu zobrazeného v Tab. 3.1.

Stavební práce celkem vyjadřují celkovou hodnotu vlastních výkonů ze stavební činnosti vykazující jednotky (včetně zabudovaných materiálů) provedenou na základě smlouvy o dodávce pro konečného uživatele (stavebníka) včetně hodnoty eventuálních poddodávek stavebních prací přijatých od jiných dodavatelských organizací pro splnění dané smlouvy o dodávce pro konečného uživatele³¹.

Česká republika má, v porovnání se západo-evropskými zeměmi, v oblasti stavebnictví výrazný deficit. A to i přes každoroční nárůst stavební aktivity v dobách hospodářské konjunktury. Od roku 2008 stále narůstá odhad kumulovaného propadu stavební výroby až o 293 mld. Kč³² na konci roku 2012 oproti roku 2008 jak ukazuje Grafu 3.2.

³¹ http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/stavebnictvi_metodika [cit. 09.04.2014]

³² Čísla v dokumentu zpracovaného společností Deloitte vycházely z odhadu pro rok 2012 a z toho plyne jejich výsledek kumulovaného propadu stavební výroby ve výši 283 mld. Kč. Dostupné z: http://www.apst.cz/domain/apst/files/a6_linhart.pdf [cit. 09.04.2014]

Graf 3.2 Stavební práce celkem v letech 2005 – 2012 v ČR (v mld. Kč)

Zdroj: Český statistický úřad

Stavební produkce představuje stavební práce prováděné podniky s převažující stavební činností. V následující Tab. 3.4 je zachycen jednak vývoj celkového indexu stavební produkce, tak i vývoj dvou hlavních složek: pozemního a inženýrského stavitelství. Všechny tři ukazatele jsou sjednoceny v roce 2010, který představuje průměr roku 2010 rovný 100%. Index stavební produkce vzrostl ze 74,55 % v roce 2001 na 109,11 % v roce 2007. Jedná se o nárůst o 46,36 %. Od roku 2007 tak docházelo k postupnému poklesu, který se nezastavil ani v roce 2012 a hodnota indexu stavební produkce v tomto roce činila pouze 87,76 % hodnoty roku 2010. Ukazatel pozemní stavitelství se nacházel v roce 2001 na 84,97% hodnotě roku 2010. Avšak stejně jako v případě indexu stavební produkce došlo ke kulminaci tohoto ukazatele v roce 2007 a to na hodnotě 120,46 %. Oproti roku 2001 tak došlo v období 2001 až 2007 k nárůstu o 41,77 %. V roce 2012 se ukazatel nacházel na hodnotě 93,13 % roku 2010.

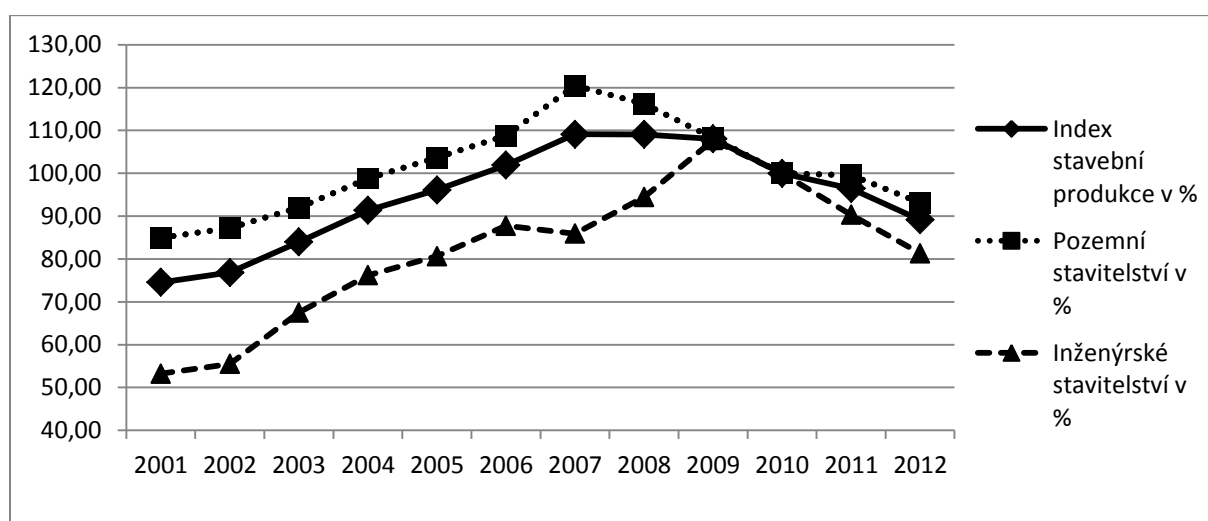
Tab. 3.4 Index stavební produkce (v %)

Rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Index stavební produkce v %	74,55	76,82	83,95	91,38	96,10	101,90
Pozemní stavitelství v %	84,97	87,24	92,00	98,81	103,66	108,82
Inženýrské stavitelství v %	53,23	55,51	67,50	76,21	80,64	87,76
Rok	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Index stavební produkce v %	109,11	109,07	108,05	100,00	96,43	89,11
Pozemní stavitelství v %	120,46	116,23	108,22	100,00	99,58	93,13
Inženýrské stavitelství v %	85,90	94,42	107,72	100,00	90,33	81,33

Zdroj: Český statistický úřad

Inženýrské stavitelství se v roce 2001 pohybovalo na hodnotě 53,23 % roku 2010. Oproti prvním dvěma ukazatelům došlo k vrcholu až v roce 2009, tedy o dva roky později na hodnotě 107,72 % roku 2010. Při srovnání stejného období indexu stavební produkce, pozemního stavitelství a inženýrského stavitelství v letech 2001 až 2007 došlo u inženýrského stavitelství k nárůstu o 61,38 %. Pokud bychom chtěli zachytit celkový nárůst až po nejvyšší hodnotu v roce 2009, jednalo by se o nárůst o 102,37 %. V Grafu 3.3 lze vidět, že všechny tři ukazatele se vyvíjely zhruba ve stejném směru a svého vrcholu dosáhli ve dvou případech v roce 2007 a v jednom případě v roce 2009.

Graf 3.3 Index stavební produkce (v %)



Zdroj: Český statistický úřad

Dalším faktorem, který může napovědět o stavu stavebnictví je zaměstnanost v tomto odvětví. Dvě hlavní proměnné, které sleduje Český statistický úřad jsou průměrný počet zaměstnaných osob a průměrný evidenční počet zaměstnanců. Dále je také v Tab. 3.5 sledována i průměrná mzda ve stavebnictví. V metodice českého statistického úřadu lze nalézt následující popis těchto tří položek.

***Průměrný počet zaměstnaných osob** kromě zaměstnanců v evidenčním počtu zahrnuje i osoby pracující na dohody o pracích mimo pracovní poměr a ostatní zaměstnané, kteří se podílejí na práci ve firmě a nejsou s ní v pracovním poměru, zejména pracující majitele podniku. Na rozdíl od evidenčního počtu zaměstnanců je tento ukazatel metodicky shodný s ukazatelem počtu zaměstnaných osob, jak jej předepisují předpisy EU pro oblast krátkodobé statistiky.*

***Průměrný evidenční počet zaměstnanců** zahrnuje všechny stálé i dočasné zaměstnance, kteří jsou v pracovním poměru k vykazující jednotce, a to bez ohledu na to, jakou činnost vykonávají. V průmyslových odvětvích nejsou do evidenčního počtu zaměstnanců zahrnuti zaměstnanci pracovních agentur, kteří jsou jinak sledováni v rámci CZ-NACE 782.*

***Průměrná měsíční mzda** vyjadřuje všechny pracovní příjmy (základní mzdy, osobní příplatky a ohodnocení, prémie a odměny, podíly na hospodářských výsledcích a náhrady mzdy), které byly zúčtovány zaměstnancům evidenčního počtu podle příslušných platových a mzdových předpisů (jde o hrubou mzdu bez ostatních osobních nákladů).³³*

Tab. 3.5 Zaměstnanost ve stavebním průmyslu

Rok	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Průměrný počet zaměst. osob	395278	380992	384497	392231	394154	402425
Prům. evidenční počet zaměst.	270880	252589	253593	259080	266492	266899
Prům. hrubá měs. mzda na FO	13423	14066	15054	16090	16624	17671
Rok	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Průměrný počet zaměst. osob	406997	410927	402000	405583	396336	388695
Prům. evidenční počet zaměst.	269417	270516	263458	258353	242395	233530
Prům. hrubá měs. mzda na FO	18847	20706	21819	21999	22515	22618

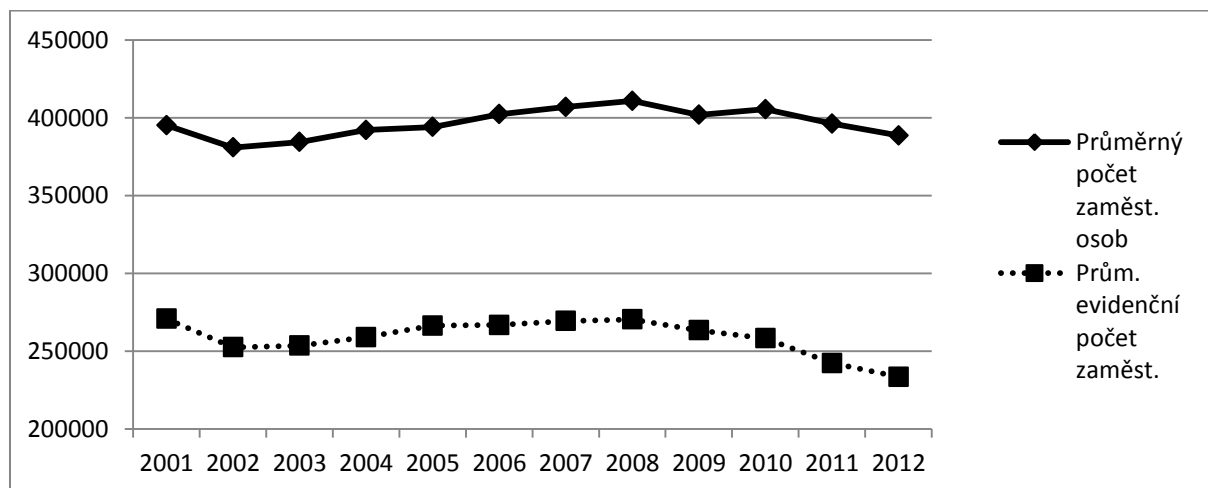
Zdroj: Český statistický úřad

Z Tab. 3.5 je možno vyčíst, že mezi roky 2001 a 2002 došlo k meziročnímu poklesu průměrného počtu zaměstnaných osob o 3,61 %, tj. z 395 278 na 380 992. Ovšem od roku 2002 docházelo meziročně k nárůstu až do roku 2008. Průměrný počet zaměstnaných osob dosáhl svého vrcholu v roce 2008, na hodnotu 410 927 zaměstnaných. Vzhledem k procyklickému sklonu stavebnictví je tento vývoj více než odůvodnitelný. Mají-li firmy dostatek zakázek, najímají jak kmenové, tak i zaměstnance pracující na dohodu o pracovní činnosti, nebo agenturní zaměstnance. Od roku 2009 je možno pozorovat postupný pokles, který je způsobený především snížením stavebních zakázek v ekonomice. Mnoho firem tak při tlaku na snižování nákladů propouští právě zaměstnance, kteří nemají smlouvu na dobu neurčitou – tedy nejprve agenturní zaměstnance a brigádníky. Průměrný počet zaměstnaných osob a průměrný evidenční počet zaměstnanců zobrazuje i Graf 3.4. I při letném srovnání je možno pozorovat téměř totožný trend u obou ukazatelů. Průměrný evidenční počet zaměstnanců dosahoval v roce 2002 hodnoty 252 589, což byl oproti roku 2001 pokles

³³ http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/stavebnictvi_metodika [cit. 09.04.2014]

o 6,75 %. Rok 2003 se však nesl v příznivějších číslech a obdobný scénář následoval několik let po sobě, a to až do roku 2008, kdy průměrný evidenční počet zaměstnanců dosáhl svého vrcholu na hodnotě 270 516. Obdobně, jako v případě předchozího ukazatele následoval mezi lety 2008 – 2012 meziroční pokles. V roce 2012 se jednalo o pokles 13,67 % oproti roku 2008 na hodnotu 233 530 osob.

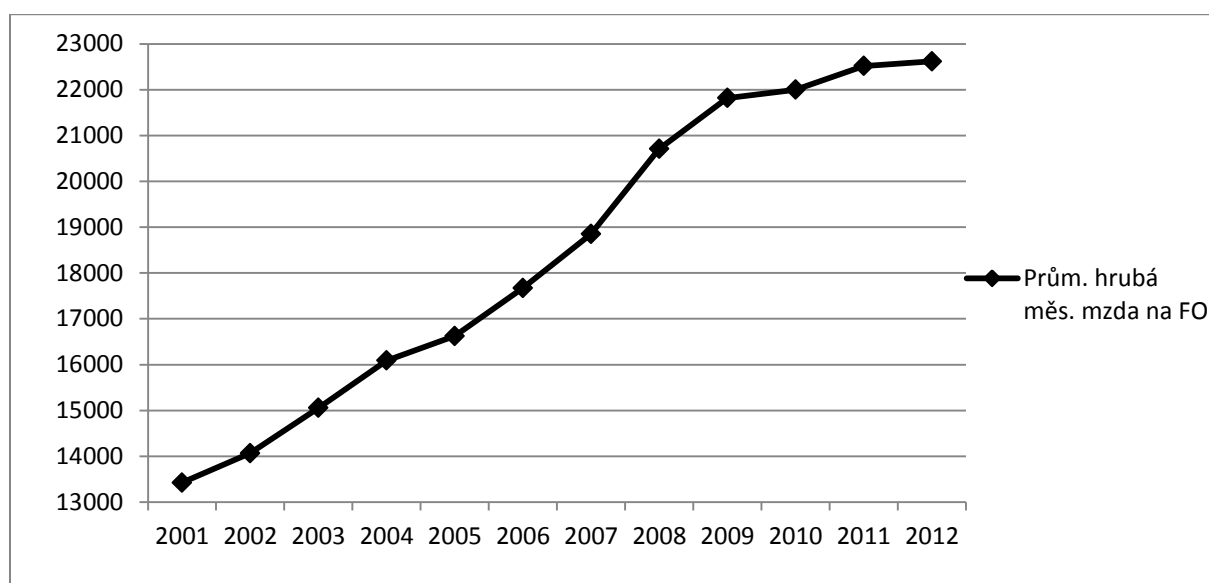
Graf 3.4 Průměrný a evidenční počet zaměstnaných ve stavebním průmyslu



Zdroj: Český statistický úřad

Co se týče vývoje hrubých mezd ve stavebnictví, zde nebyl za dané období pozorován pokles. Na druhou stranu nelze rovněž mluvit ani o nějakém dramatickém růstu hrubých mezd v tomto odvětví. Jedním z vysvětlení může být fakt, že i přes radikální úspory na straně nákladů na pracovní sílu si firmy ponechaly především vysoce kvalifikované zaměstnance, kteří představují pro firmu často jednu z hlavních konkurenčních výhod v oblasti know-how. Vysoce kvalifikovaní zaměstnanci tak často mívají vyšší mzdy, než „řadoví“ dělníci na stavbách a proto je nutno brát ukazatel průměrné hrubé mzdy se značnou rezervou. Průměrná hrubá mzda tedy v odvětví pozvolna rostla i v období krize, ale struktura zaměstnanců se významně změnila. Graf 3.5 ukazuje, že po celé sledované období rostla průměrná hrubá mzda v sektoru stavebnictví meziročně v absolutních číslech někdy i o více než 1 000 Kč za rok. Mezi lety 2001 až 2009 došlo k nárůstu ve mzdách o 62,55 %, tj. z 13 423 Kč v roce 2001 na 21 819 Kč v roce 2009. Ovšem nárůst mezi lety 2009 až 2012 činí pouze 3,66 %, tj. z 21 819 Kč v roce 2009 na 22 618 Kč v roce 2012.

Graf 3.5 Vývoj průměrné měsíční mzdy na FO (v Kč)



Zdroj: Český statistický úřad

Následující Tab. 3.6 obsahuje tuzemskou novou výstavbu stavebních prací „S“. V originální tabulce Českého statistického úřadu jsou ještě zahrnuty, kromě nové výstavby, také opravy a údržba a zahraniční stavební práce. Stavební práce celkem „S“ znamenají podle oficiální metodiky uváděné Českým statistickým úřadem: *Stavební práce (podle dodavatelských smluv) vyjadřující celkovou hodnotu vlastních výkonů ze stavební činnosti vykazující jednotky (včetně zabudovaných materiálů) provedenou na základě smlouvy o dodávce pro konečného uživatele (stavebníka) včetně hodnoty eventuálních poddodávek stavebních prací přijatých od jiných dodavatelských organizací pro splnění dané smlouvy o dodávce pro konečného uživatele. (Nepatří sem poddodávky stavebních prací vykazující jednotky pro jiné dodavatele ani dodávky stavebních prací realizované mezi závodovými jednotkami vykazující jednotky). Objem skutečně provedených prací se uvádí ve fakturovaných hodnotách (hodnota výkonů, která byla provedena, ale ještě neúčtována, se stanoví odhadem) bez daně z přidané hodnoty.*

Tab. 3.6 Nová výstavba podle dodavatelských smluv (v mil. Kč)

Rok	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Nová výstavba v mil. Kč	180680	197575	223697	233038	257185	292721	314844
Z toho:							
- bytové domy	28635	30445	33460	36011	44600	54551	58819
- nebytové budovy	86818	92667	112183	110495	117369	120069	121503
- inženýrské stavby	60912	70403	75325	83462	91158	113684	129736
- vodohosp. Stavby	4315	4060	2729	3069	4058	4417	4786
Rok	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Nová výstavba v mil. Kč	343648	378587	398152	375917	356289	332217	304788
Z toho:							
- bytové domy	68960	80631	80150	65688	56711	61111	50454
- nebytové budovy	137648	155039	153175	129835	117266	124720	121735
- inženýrské stavby	132365	138348	160395	173311	175911	140265	124262
- vodohosp. Stavby	4675	4569	4432	7083	6401	6121	8337

Zdroj: Český statistický úřad a výpočty autora

Vysvětlení významu bytové budovy v Tab. 3.6 není třeba dlouze rozvádět. Bytové domy představovaly po celé sledované období zhruba 20% podíl na celkové nové výstavbě. Od počátku pozorovaného období, tj. roku 1999, docházelo k pozvolnému růstu v každém roce až do roku 2008, kdy v české ekonomice vrcholila hospodářská konjunktura. Růst za téměř 10 let představoval nárůst o 179 %, z 28 635 mil. Kč na 80 150 mil. Kč. V následujícím období bylo toho číslo zredukováno až na 50 454 mil. Kč, tedy o 37,05 %.

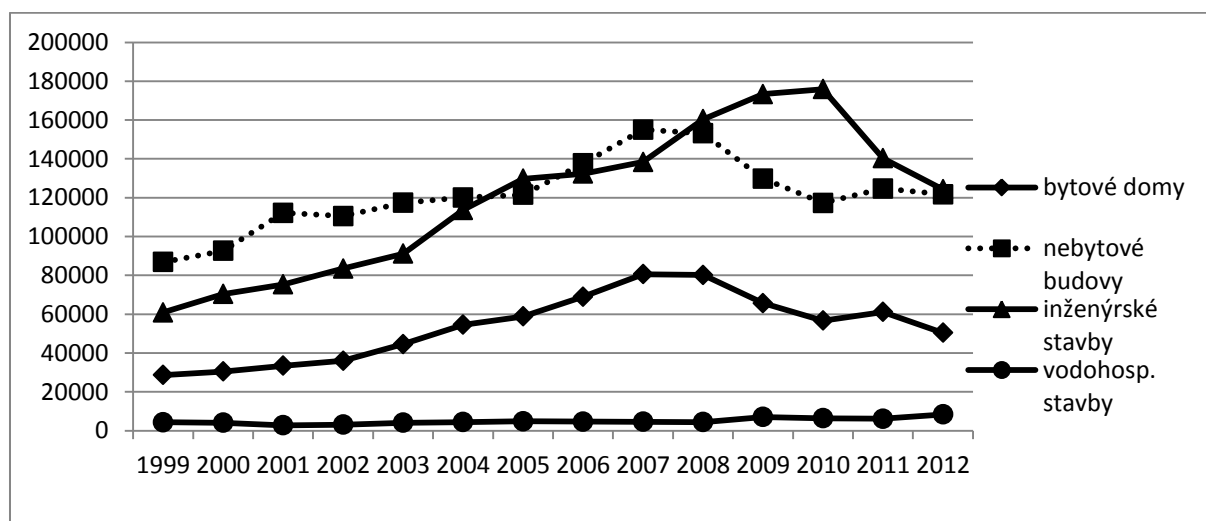
Do nebytových budov se řadí jak nebytové budovy nevýrobní, tak nebytové budovy výrobní. Pro potřeby práce byly veličiny z originální tabulky sečteny, protože není třeba uvádět takto podrobné členění. Do nevýrobních nebytových budov se podle metodiky Českého statistického úřadu řadí *všechny nebytové nevýrobní budovy, tj. budovy léčebné, školské, administrativní (vč. administrativních budov pro výrobní, zemědělské, obchodní a jiné podniky), kulturní, hotely atp. Do nebytových výrobních budov se řadí všechny nebytové výrobní budovy (pro zemědělství, průmysl, obchod, dopravu a spoje ap.* Vývoj v jednotlivých letech zachycuje, kromě Tab. 3.6, také Graf 3.6. Je možno pozorovat, že výstavba nebytových prostor téměř kopíruje vývoj výstavby bytových budov, ale představuje zhruba jednou tak velký objem. Protože však nebytové budovy na počátku sledovaného období měly větší základnu, nárůst v době ekonomického expanze představoval do roku 2008 pouze 76,32 %, tj. z 86 818 mil. Kč v roce 1999 na 153 175 mil. Kč v roce 2008. Svého dna v recesi však alespoň podle posledních dostupných čísel výstavba nových nebytových prostor dosáhla již

v roce 2010 na hodnotě 117 266 mil. Kč. Jednalo se tak oproti roku 2008 o pokles o 23,44 %. V následujících letech již přišlo mírné zlepšení.

Inženýrské stavby, které představují např. *mosty, komunikace, dráhy, podzemní stavby, vedení trubní a elektrická*, vybočují z trendu předchozích dvou veličin. Jedním z možných vysvětlení může být fakt, že oproti bytovým domům či nebytovým domům se jedná z velké části o stavby financované z veřejných zdrojů. U prvních dvou je zcela zřejmé, že soukromý subjekt bude většinou schopen daleko pružněji reagovat na změnu makroekonomických předpovědí a případnou investici buď včas zcela zastavit, nebo na určitou dobu odložit. Proto je možné pozorovat, že zatímco vývoj prvních dvou veličin po roce 2008 klesal, inženýrské stavby dosáhly svého vrcholu až v roce 2010. Zde je možné vzít v úvahu především nasmlouvané projekty, které jsou u veřejných staveb projektovány na několik let dopředu, přičemž tyto projekty mají často velmi špatně redukovatelné smlouvy. Česká republika je dlouhodobě kritizována, ať již z řad nevládních organizací, či Evropské komise, za netransparentní a korupční prostředí v oblasti staveb, jako jsou např. pozemní komunikace. Toto může být další faktor, který nepomáhá kvalitě smluv, protože tyto bývají často právně jen velmi těžko vypověditelné. Nárůst inženýrských staveb za sledované období z 60 912 mil. Kč v roce 1999 na 175 911 mil. Kč v roce 2010 představoval 189 %.

Do vodohospodářských staveb patří hydromeliorace³⁴, hráze a nádrže na tocích, úpravy toků a kanály. Obecně patří investice do vodních staveb v tuzemských podmínkách mezi ty nejzanedbávanější.

Graf 3.6 Nová výstavba podle dodavatelských smluv (v mil. Kč)



Zdroj: Český statistický úřad

³⁴ Soubor opatření měnící ráz krajiny pro technické využití.

Tab. 3.7 Objem zahájených bytových výstaveb v letech 1999 – 2012 (v mil. Kč)

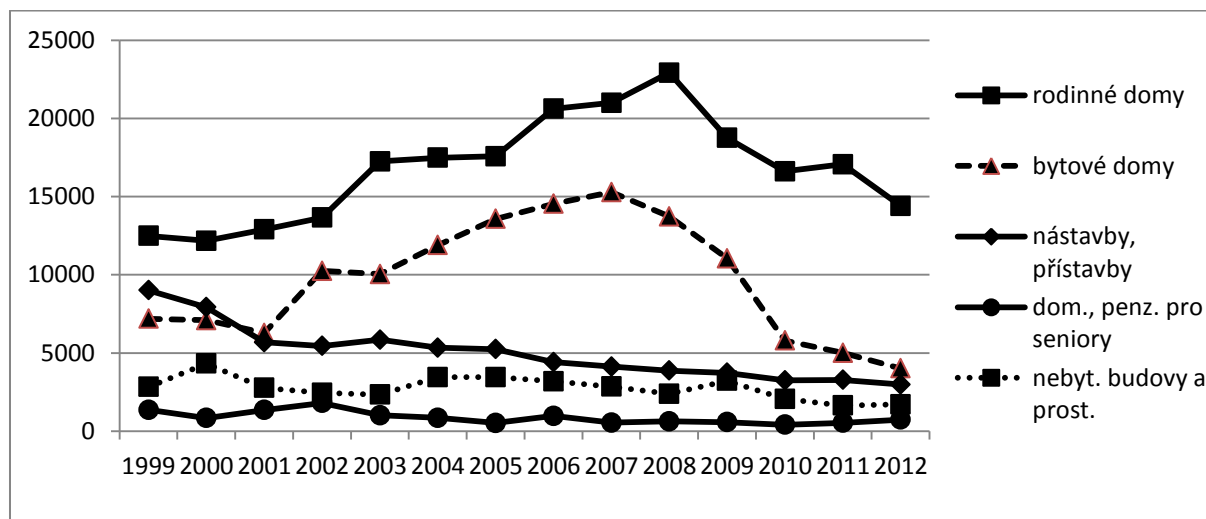
Rok	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Celkem v mil. Kč	32900	32377	28983	33606	36496	39037	40381
Z toho:							
- rodinné domy	12489	12177	12895	13659	17250	17485	17579
- bytové domy	7192	7097	6276	10246	10043	11901	13574
- nástavby, přístavby	9014	7930	5687	5450	5849	5340	5244
- dom., penz. pro seniory	1371	845	1357	1803	1017	855	527
- nebyt. budovy a prost.	2834	4328	2768	2448	2337	3456	3457
Rok	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Celkem v mil. Kč	43747	43796	43531	37319	28135	27535	23853
Z toho:							
- rodinné domy	20620	20990	22918	18750	16611	17060	14399
- bytové domy	14541	15283	13724	11045	5798	5013	4022
- nástavby, přístavby	4418	4127	3869	3727	3251	3278	2981
- dom., penz. pro seniory	979	545	629	582	414	541	741
- nebyt. budovy a prost.	3189	2851	2391	3215	2061	1643	1710

Zdroj: Svazu podnikatelů ve stavebnictví

Celkový objem finančních prostředků vázaných v zahájené bytové výstavbě mezi lety 1999 a 2012 se pohyboval od 32 853 mil. Kč do 43 796 mil. Kč. Z Tab. 3.7 vyplývá, že celková čísla jevila po sledovanou dobu víceméně jasný trend. V době konjunktury před rokem 2008 narostl objem těchto prostředků z hodnoty 32 900 mil. Kč v roce 1999 až na hodnotu 43 796 mil. Kč v roce 2007, což představuje nárůst o 33,12 %. Již v následujícím roce došlo ke snížení této hodnoty, ovšem nikoliv nějak razantně. Důsledky očekávané, a posléze reálné, krize českého hospodářství se projeví plně v následujících letech. Jak je možno vidět v Grafu 3.7, který zachycuje jednotlivé složky předchozí Tab. 3.7, největší propad od roku 2008 zaznamenala výstavba bytových domů. Přitom rodinné a bytové domy mají v celkových číslech daleko největší váhu a proto se jejich propad na nich nejvíce projevil. Bytové výstavby dosáhly svého vrcholu rovněž v roce 2007, a to na hodnotě 15 283 mil. Kč. Během dalších tří let se hodnota zahájených bytových domů propadla o 62,06 %, tj. na hodnotu 5 798 mil. Kč. Je nutno poznamenat, že roky 2008 – 2010 byly poznamenány především škrty na výdajové straně státního rozpočtu (což s sebou samozřejmě nese omezení státní podpory výstavby nových bytů či podpory renovací těch současných), propouštěním zaměstnanců a neustálým přísunem medializovaných špatných zpráv. Výstavba rodinných domů představuje také podstatnou část celkových zahájených bytových výstavby a její pokles se tak podílel na celkovém poklesu nemalou měrou. Svého vrcholu dosáhla

výstavba rodinných domů v roce 2008, což je o rok později, než u bytových domů. Rozdíl mezi rokem 2008, kdy hodnota objemu výstavby rodinných domů byla 22 918 mil. Kč, a rokem 2012, kdy byla tato hodnota 14 399 mil. Kč, nakonec vyústil v pokles o 37,17 %. Ostatní hodnoty se v rámci pozorovaného období pohybovaly bez výraznějších změn ve vztahu k celkovým hodnotám.

Graf 3.7 Objem zahájených bytových výstaveb v letech 1999 – 2012 (v mil. Kč)



Zdroj: Český statistický úřad

3.7 Ukazatelé vstupující do modelu

Vzhledem k nedostatečnému přístupu k datům bylo rozhodnuto, že vhodnou alternativou pro výzkum vlivu likvidity aktiv na kapitálovou strukturu bude zkoumání vlivu likvidity na zadlužení firmy. Existuje totiž řada protichůdných studií a ve spojení s vhodnou databází dat je možno získat relevantní informace z veřejně dostupných zdrojů. Pro lepší vypovídací schopnost byly ještě, jako dodatečné faktory, vybrány indexy hmatatelnosti aktiv a ziskovosti.

3.7.1 Zadluženost

Celková zadluženost představuje podíl celkových dluhů (závazků) k celkovým aktivům a měří tak podíl věřitelů na celkovém kapitálu, z něhož je financován majetek firmy. Se zvyšující se hodnotou tohoto ukazatele roste i riziko věřitelů. Dluhošová (2010) uvádí, že tento ukazatel má význam především pro dlouhodobé věřitele, jako jsou komerční banky. Co

je však důležité, je to, že zadluženost sama o sobě není známka špatné finanční situace podniku, neboť není žádáno, aby firma využívala ke své činnosti pouze vlastní kapitál.

$$\text{Ukazatel celkové zadluženosti} = \frac{\text{cizí kapitál}}{\text{celková aktiva}} \quad (3.1)$$

Analytickými ukazateli celkové zadluženosti jsou ukazatel dlouhodobé zadluženosti

$$\text{Ukazatel dlouhodobé zadluženosti} = \frac{\text{dlouhodobý cizí kapitál}}{\text{celková aktiva}}, \quad (3.2)$$

a ukazatel běžné zadluženosti.

$$\text{Ukazatel běžné zadluženosti} = \frac{\text{krátkodobý cizí kapitál}}{\text{celková aktiva}}. \quad (3.3)$$

3.7.2 Likvidita

Likviditou se obecně rozumí schopnost s jakou je podnik schopen získat dostatek prostředků na úhradu svých závazků. Dluhošová (2010) uvádí, že likvidita závisí na tom, jak rychle je podnik schopen inkasovat své pohledávky, zda má prodejně výrobky, zda je v případě potřeby schopný prodat nepotřené zásoby apod.

Při analýze platební schopnosti podniku je možno využít ukazatele celkové likvidity

$$\text{Ukazatel celkové likvidity} = \frac{\text{oběžná aktiva}}{\text{krátkodobé závazky}}, \quad (3.4)$$

ten má však řadu nevýhod. Nejprve však bude zmíněn samotný smysl tohoto ukazatele. Ukazatel celkové likvidity poměří objem oběžných aktiv jako potencionální objem peněžních prostředků s objemem závazků splatných v blízké budoucnosti. Za přiměřenou výši ukazatele lze považovat rozmezí od 1,5 do 2,5, s přihlédnutím k danému odvětví.

Dluhošová (2010) rovněž konstatuje, že pro úspěšnou činnost podniku je rozhodující, aby krátkodobé dluhy v době jejich splatnosti byly kryty z odpovídajících složek majetku. Jinými slovy, podnik by neměl využívat těch majetkových položek, které k tomu nejsou primárně určeny. Prodej strojů či budov by jistě na nějakou dobu vyřešil tíživou finanční situaci, na druhou stranu by tento krok mohl ohrozit budoucí rozvoj či vývoj firmy.

Hlavní slabinou ukazatele celkové zadluženosti je, podle Dluhošové (2010) rovněž časté nesplnění předpokladu možnosti v relativně krátkém čase přeměnit všechna oběžná aktiva v hotovost. Může se tak jednoduše stát, že podnik nebude schopen prodat část svých zásob například z důvodu morálního či jiného zastarání.

Další problémem může být samotná metoda ocenění zásob (FIFO, LIFO atd.). Nevýhoda podle Dluhošová (2010) spočívá v tom, že není zohledněna struktura oběžných aktiv z hlediska jejich likvidity a struktura krátkodobých závazků z hlediska jejich splatnosti.

Částečně nedostatky ukazatele celkové likvidity eliminuje ukazatel pohotové likvidity.

$$\text{Ukazatel pohotové likvidity} = \frac{\text{oběžná aktiva} - \text{zásoby}}{\text{krátkodobé závazky}} \quad (3.5)$$

Při vyjádření tohoto podílu se berou v úvahu pouze pokladní hotovost, peníze na bankovních účtech, obchodovatelné cenné papíry a pohledávky v čisté výši (po korekci opravnou položkou k pohledávkám).

Doporučená hodnota tohoto ukazatele by se dle Dluhošová (2010) měla pohybovat od 1,0 do 1,5, ovšem opět s přihlédnutím k typu činnosti podniku.

3.7.3 Doplnující ukazatelé

Doplnujícími ukazateli budou hmatatelnost aktiv a ziskovost.

$$\text{Ukazatel hmatatelnosti aktiv} = \frac{\text{dlouhodobý hmotný majetek}}{\text{celková aktiva}} \quad (3.6)$$

Pro ukazatel ziskovosti bude využita hodnota EBITDA³⁵, což se dá v českých podmínkách vypočítat jako provozní výsledek hospodaření plus odpisy.

$$\text{Ukazatel ziskovosti} = \frac{\text{EBITDA}}{\text{celková aktiva}} \quad (3.7)$$

³⁵ Earnings before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization.

4 Teoretická východiska a charakteristika analýzy panelových dat

4.1 Základní charakteristika panelových dat

Pro zkoumání množiny jednotek v čase se často používá analýza panelových dat, také známá jako longitudinální (v angl. literatuře rovněž označována jako *cross-sectional time-series*) analýza dat. Těmito jednotkami mohou být např. firmy nebo i celé státy. Jedná se vlastně o opakované pozorování daných jednotek v čase.

Následující výčet základních charakteristik panelových dat vychází z publikace Cameron, Trivedi (2010).

- 1) Panelová data jsou obvykle pozorována v pravidelných časových intervalech.
- 2) Panelová data mohou být vybalancovaná (kde $T_i = T$ pro všechna i) nebo nevybalancovaná (kde $T_i \neq T$ pro všechna i).
- 3) Datovým souborem může být krátký panel, v němž existuje jen několik období a mnoho jednotek, dále pak dlouhý panel, který obsahuje mnoho období pro méně jednotek. Může též existovat také kombinace předchozích dvou případů.
- 4) S největší pravděpodobností bude docházet ke korelacím chyb v modelu. Při mikroekonomickém využití se však předpokládá určitá korelace (neboli *clustering*) v rámci jednotek v čase, ale není přípustná korelace mezi jednotkami navzájem.
- 5) Regresní koeficient pro některé estimátory může být závislý na typu regresorů.
- 6) V mikroekonomické literatuře se zdůrazňuje model s fixními efekty, který je popsán v kapitole 3.2.2.
- 7) Panelová data umožňují i odhady pomocí dynamických modelů, ale ty v této práci nebudou využity.

To, že je analýza panelových dat v ekonometrické praxi opravdu rozšířená, popisuje i Baltagi (2008), který uvádí využití při rozsáhlých výzkumech v USA jak na mikro-, tak makro-úrovni. Jako příklad mikropanelu lze vybrat Panel Study of Income Dynamics (PSID)³⁶, kde Institute for Social Research Michiganské univerzity začal sbírat data v roce 1968 se 4 800 rodinami a do roku 2001 se panel rozrostl až na 7 000 rodin. Do roku 2003 pak

³⁶ <http://psidonline.isr.umich.edu> [cit. 09.04.2014]

PSID posbíralo informace o více než 65 000 jednotlivcích, z nichž některé pozorovali i 35 let. Za zástupce makropanelů lze uvést například Penn World Table (PWT)³⁷. Studie poskytuje paritu kupní síly a účty národních příjmů převedené do mezinárodních cen pro 188 zemí, z nichž opět některé byly pozorovány od roku 1950 do roku 2004.

Baltagi (2008) rovněž poukazuje na některé výhody a nevýhody či limitace panelových dat. Nejdříve budou uvedeny v sumarizované podobě výhody. Detailnější popis je možný najít právě v Baltagi (2008).

Mezi hlavní výhody, které autor uvádí, patří

- 1) Možnost kontroly individuální heterogenity. Panelová data totiž naznačují, že státy, firmy či jednotlivci jsou heterogenní.
- 2) Panelová data poskytují více informativní data, více variability, méně kolinearitu mezi proměnnými (oproti např. studiím časových řad), více stupňů volnosti a více eficeince.
- 3) Panelová data jsou vhodnější ke studiu dynamiky přizpůsobení³⁸. Množství změn může být například v průřezovém rozdělení skryto přesto, že na první pohled vypadá relativně stabilně.
- 4) K identifikaci efektů, které by nebylo možno zachytit čistě průřezovými daty nebo čistě analýzou časových řad, je lepší využít panelová data³⁹.
- 5) Panelová data dovolují testovat a konstruovat komplikovanější behaviorální problémy než čistě průřezová data nebo časové řady.

Existují však také nevýhody panelových dat.

- 1) Mezi nevýhody lze zařadit například problémy při sběru dat. Lepších výsledků lze obecně dosáhnout, pokud bude panel silně vyvážený (*strongly balanced*), tedy ve všech zkoumaných periodách nechybí žádná jednotka. I tyto problémy lze však za pomoci moderních softwarů, jako je např. STATA, eliminovat.
- 2) Zkreslení chyb výpočtů. Ty mohou nastat při nejasných nebo špatně položených hypotézách, záměrných zkreslení odpovědí atd.
- 3) Problémy se selektivním výběrem dat.

³⁷ <https://pwt.sas.upenn.edu> [cit. 09.04.2014]

³⁸ V anglické literatuře *the dynamics of adjustment*.

³⁹ Autor uvádí jako příklad v průřezových datech nemožnost zachytit to, zda 50% podíl pracujících žen je daný tím, že má každá žena 50% šanci získat práci, nebo že 50 % žen po celou dobu pracuje a druhá polovina nepracuje vůbec.

- 4) Krátký časový úsek. Toto je typické pro mikropanely, které tak pro dosažení lepších výsledků musí mít mnohem vyšší počet pozorovaných jednotek.
- 5) Průřezová závislost. Například u výzkumu zemí je nutno mít na paměti, že jednotlivé země se rovněž ovlivňují.

4.2 Modely a estimátory panelových dat

Vzhledem k faktu, že existuje celá škála a dělení modelů, následující teoretická část vychází převážně z Cameron, Trivedi (2005), Cameron, Trivedi (2010), Wooldridge (2000) a Batlagi (2005). Navíc nejenže existuje řada modifikací jednotlivých modelů, ale také každý statistický software obsahuje drobné úpravy výpočtových vzorců a ty je nutno mít při jednotlivých odhadech vždy na paměti.

Standardní analýza panelových dat využívá i v lineární regresi širokou paletu nejen modelů, ale i estimátorů. Tab. 4.1 zachycuje vztahy mezi jednotlivými estimátory koeficientů β a modely panelových dat, které jsou vysvětleny v následující části.

Tab. 4.1 Lineární panelové modely a obvyklé estimátory

Estimátor β	Zamýšlené modely		
	Pooled	Náhodné efekty	Fixní efekty
Pooled OLS	Konzistentní	Konzistentní	Nekonzistentní
Between	Konzistentní	Konzistentní	Nekonzistentní
Fixní efekty	Konzistentní	Konzistentní	Konzistentní
První difference	Konzistentní	Konzistentní	Konzistentní
Náhodné efekty	Konzistentní	Konzistentní	Nekonzistentní

Zdroj: Cameron, Trivedi (2005, Microeconometrics: Methods and applications, s. 699)

Z Tab. 4.1 je možno usoudit, že více preferovanou vlastností je konzistentnost a až poté efektivnost. Konzistentnost je založena na zákonu velkých čísel. Rozdělení $\hat{\beta}_n$ se přibližuje β s tím, jak se zvětšuje n . Jinými slovy, čím větší n bude, tím přesnější odhady lze očekávat. Efektivnost představuje základ celého konceptu lineární regrese metody nejmenších čtverců (*Ordinary Least Squares*, OLS). Gausovův - Markovův teorém dokazuje, že nejlepšího - ve smyslu nejmenšího rozptylu koeficientu (*Best Linear Unbiased Estimator*, BLUE), lze dosáhnout právě pomocí metody nejmenších čtverců.

4.2.1 Model s individuálními efekty (Individual effects model)

Dva základní modely panelových dat jsou model s fixními efekty a model s náhodnými efekty. Cameron, Trivedi (2010) však uvádějí, že termín fixní efekty je poněkud zavádějící, protože u obou typů modelů jsou efekty na individuální úrovni náhodné (*random*). Rozdíl je však v tom, že model s fixními efekty přidává komplikaci ve formě možnosti korelace regresorů s individuálním efektem, takže konzistentní odhad pak vyžaduje kontrolu těchto individuálních efektů. Obecný vzorec tedy bude

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it}\beta + \varepsilon_{it}, \quad (4.1)$$

kde y_{it} je skalární závislá proměnná, x_{it} jsou regresory, α_i jsou individuální specifické efekty a ε_{it} je idiosynkratická chyba. Individuální efekty α_i představují náhodné proměnné, které zachycují nepozorovanou heterogenitu. Podle Cameron, Trivedi (2010) se rovněž předpokládá silná exogenita. Jinými slovy, předpokládá se, že chybová složka má nulovou střední hodnotu v závislosti na minulých, současných a budoucích hodnotách regresorů.

4.2.2 Model s fixními efekty (Fixed effects model)

V modelu s fixními efekty (FEM) je dovolená určitá míra korelace α_i s regresory x_{it} . Toto dovoluje limitovanou formu endogenity. Každá pozorovaná jednotka má své vlastní charakteristiky, které mohou nebo nemusí ovlivnit její nezávisle proměnné.

Pokud využíváme FEM, předpokládá se, že něco v rámci jednotek (jedná se tedy o *individual-specific effect*) může ovlivnit vysvětlovanou nebo vysvětlující proměnnou a toto je třeba nějak kontrolovat. Obecný vzorec pro FEM, který uvádí Wooldridge (2000), je

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \cdot \beta + u_{it}, \quad (4.2)$$

kde y_{it} je závisle proměnná pro jednotku i v čase t , α_i je specifický efekt pro jednotku i , x_{it} je nezávisle proměnná pro jednotku i v čase t , β je koeficient (*slope parameter*) pro nezávisle proměnnou a u_{it} je chybová složka.

Cameron, Trivedi (2010) uvádí problém krátkých panelů, nazývaný *incidental-parameters problem*. Jde o to, že asymptotická teorie spoléhá na $N \rightarrow \infty$. S tím, jak $N \rightarrow \infty$

se však zvyšuje počet fixních efektů, které je třeba odhadnout. Přesto, že hlavním cílem je odhad parametrů β , je nejdříve nutné kontrolovat náhodné α_i . Tento problém je možno vyřešit, a přitom konzistentně odhadnout β pomocí aplikace odvození od vzorce (4.1), které je popsáno v kapitole 4.2.6.

Po provedení odhadu lze specifický efekt α_i zpětně odhadnout pomocí následující rovnice:

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \bar{x}_i \cdot \hat{\beta}, \quad (4.3)$$

kde $\hat{\alpha}_i$ představuje konstantu s odhadovaným specifickým efektem pro danou jednotku i , \bar{y}_i průměr závisle proměnných pro jednotku i , \bar{x}_i průměr nezávisle proměnných pro jednotku i a $\hat{\beta}$ je odhadnutý koeficient. Parametr $\hat{\alpha}_i$ nám v podstatě říká, že sice nevíme, co přesně způsobuje specifický efekt, nicméně můžeme vyčíslit, na kolik tento efekt ovlivňuje závisle proměnnou. Každá jednotka může mít jiné α_i , respektive $\hat{\alpha}_i$, ale koeficienty β , respektive $\hat{\beta}$, budou pro každou jednotku stejné.

Do modelu lze zahrnout i tzv. pomocné proměnné (*time dummies*), které se váží k nezávisle proměnným. Ty nabývají většinou binárních hodnot, tedy buď 0, nebo 1. Takto lze například rozlišit mezi muži a ženami, malými a velkými podniky atd.

4.2.3 Model s náhodnými efekty (Random effects model)

V modelu s náhodnými efekty (REM) jsou α_i rozděleny nezávisle na nezávisle proměnných. Individuální efekty jsou zahrnuty do idiosynkratické chyby. Je tomu tak proto, že u FEM modelu dochází k velké ztrátě stupňů volnosti, čemuž se dá vyhnout tím, když bude α_i náhodný. U REM má každá jednotka stejné koeficienty β a složenou chybovou složku:

$$\varepsilon_{it} = \alpha_i + e_{it}, \quad (4.4)$$

kde ε_{it} představuje celkovou chybovou složku pro jednotku i v čase t , α_i je specifický efekt pro jednotku i , e_{it} je idiosynkratická chyba pro jednotku i v čase t . Využití REM je vhodné například při náhodném výběru n jednotek z celkové populace N , kdy N je obrovské, jak

konstatuje Baltagi (2008). V takovém případě by FEM vedl ke značné ztrátě stupňů volnosti. Obecný vzorec pro REM by tedy bylo možno zapsat jako

$$y_{it} = x'_{it} \cdot \beta + (\alpha_i + e_{it}), \quad (4.5)$$

a po úpravě:

$$y_{it} = x'_{it} \cdot \beta + \varepsilon_{it}, \quad (4.6)$$

kde y_{it} , x_{it} i β zde mají obdobný význam jako v (4.2) a ε_{it} byla rovněž popsána pod (4.4). Protože složená chybová složka obsahuje α_i v každé časové periodě, Wooldridge (2000), nebo i Baltagi (2008), uvádí korelační vzorec pro REM, jelikož ε_{it} bude sériově korelováno v čase. Vzorec pro korelaci je

$$\rho_\varepsilon = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_e^2}, \quad (4.7)$$

a nabývá hodnot od 0 do 1. Rho, ρ_ε , je také někdy v literatuře nazýváno mezitřídní korelací chyby (*interclass correlation of the error*) a říká, jaká část chyby byla způsobena individuálně specifickými efekty. Ze vzorce (4.7) je jasné, že pokud by nabýval hodnot blízko jedné, individuálně specifické efekty by dominovaly idiosynkratické chybě. Je žádoucí, aby hodnota ρ_ε byla co možná největší, tedy přibližující se hodnotě 1.

4.2.4 Pooled OLS estimátor

Jedná se o nejméně vhodný estimátor pro panelová data, jelikož naprosto ignoruje fakt, že pracuje s panelovými daty. Místo několika období je u tohoto modelu uvažováno pouze jedno a hodnota času tak není do modelu zakomponována. Jednotlivé proměnné jsou seřazeny do jedné dlouhé regrese pro všechny jednotky i a všechny časy t s NT pozorováními

$$y_{it} = \alpha + x'_{it} \cdot \beta + (\alpha_i - \alpha + e_{it}), \quad (4.8)$$

kde α je úroňová konstanta, x_{it} je nezávisle proměnná pro jednotku i v čase t (Camoron, Trivedi (2010) uvádí, že se předpokládá fixace a zakomponování jakýkoliv časově-specifických efektů do regresorů x_{it} v podobě časových *dummy* proměnných), β jsou koeficienty pro nezávisle proměnné, α_i je individuálně-specifický efekt pro jednotku i a e_{it} je náhodná chyba.

Pokud by byl pravý modelem *pooled model* a nezávisle proměnné by nebyly korelovány s chybovou složkou, estimátor OLS bude konsistentní. V případě, že by byl pravým modelem FEM, estimátor OLS bude nekonsistentní.

4.2.5 Between estimátor

Využívá pouze between variace mezi jednotkami. Není zde uvažováno s časem, jelikož jsou všechna pozorování sloučena do jednoho období. Jedná se v podstatě o regresi OLS průměrných hodnot pro každou jednotku. Vzorec pro between estimátor popisují např. Cameron, Trivedi (2010)

$$\bar{y}_i = \alpha + \bar{x}_i \cdot \beta + (\alpha_i - \alpha + \bar{e}_i), \quad (4.9)$$

kde \bar{y}_i je průměr závisle proměnné jednotky i za čas T , \bar{x}_i je průměr nezávisle proměnné jednotky i za čas T a \bar{e}_i je průměr chyby za jednotku i za čas T . Z uvedeného vzorce vyplývá, že počet pozorování bude stejný, jako je celkový počet jednotek a tedy N .

4.2.6 Estimátor fixních efektů

Estimátor parametrů β FEM musí odstranit fixní efekty α_i . V kapitole 4.2.2 bylo uvedeno, že v této kapitole bude vysvětleno odvození nutné k dosažení konzistentního odhadu β parametrů. Na model individuálních efektů, vzorec (4.1), je nutné aplikovat *within transformaci*. Jinými slovy, fixní efekt α_i může být eliminován pomocí odečtení odpovídajícího modelu pro individuální průměry

$$\bar{y}_i = \bar{x}_i' \beta + \bar{e}_i, \quad (4.10)$$

od modelu individuálních efektů, což povede k výsledné podobě estimátoru fixních efektů

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i). \quad (4.11)$$

Stata ve skutečnosti ještě upravuje model od tzv. *grand mean*, tedy např. pro y_{it} by to bylo $\bar{\bar{y}} = \left(\frac{1}{N}\right) \bar{y}_i$. Konečná podoba estimátoru tedy bude

$$(y_{it} - \bar{y}_i + \bar{\bar{y}}) = \alpha + (x_{it} - \bar{x}_i + \bar{\bar{x}})' \beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i + \bar{\bar{\varepsilon}}). \quad (4.12)$$

Na rozdíl od pooled OLS nebo between estimátoru, využívá estimátor fixních efektů speciální charakteristiky panelových dat. A protože α_i již bylo eliminováno, estimátor OLS vzorců (4.11), respektive (4.12), vede ke konzistentním odhadům β i přesto, že jsou individuální efekty korelovány s regresory.

4.2.7 Estimátor náhodných efektů

Estimátor náhodných efektů je další z řady estimátorů panelových dat. Jedná se o estimátor FGLS⁴⁰ v REM modelu za předpokladu, že jak náhodný efekt, tak idiosynkratická chyba nejsou korelovány s regresory.

Cameron, Trivedi (2010) uvádějí, že v několika různých nastaveních, jako jsou heteroskedastické nebo AR(1) chyby, může být estimátor FGLS vypočítán jako estimátor OLS v transformovaném modelu s homoskedastickými nekorelovanými chybami. Takovýto estimátor náhodných efektů pak bude vypadat následovně

$$(y_{it} - \hat{\theta}_i \bar{y}_i) = (1 - \hat{\theta}_i) \alpha + (x_{it} - \hat{\theta}_i \bar{x}_i)' \beta + \left\{ (1 - \hat{\theta}_i) \alpha_i + (\varepsilon_{it} - \hat{\theta}_i \bar{\varepsilon}_i) \right\}, \quad (4.13)$$

kde $\hat{\theta}_i$ je konzistentní odhad

$$\hat{\theta}_i = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_\varepsilon^2}{T_i \sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2}}. \quad (4.14)$$

⁴⁰ Feasible Generalized Least Squares

Estimátor náhodných efektů využívá jak between, tak within variaci a má speciální případy pooled OLS pokud se $\hat{\theta}_i$ rovná 0 a within odhadu, pokud se $\hat{\theta}_i$ rovná 1.

4.2.8 Hausmanův test

Hausmanův test ve své podstatě porovnává estimátory fixních a náhodných efektů. Nulová hypotéza říká, že individuální efekty jsou náhodné a oba estimátory by měly být stejné, protože jsou oba konzistentní. Alternativní hypotéza říká, že existuje statisticky významná odlišnost obou estimátorů. Cameron, Trivedi (2010) uvádějí, že test porovnává vypočítané koeficienty časově invariantních regresorů nebo může být aplikován jen na některé regresory nebo na klíčový regresor.

Autoři uvádějí vzorec ve standardní kvadratické podobě

$$H = (\hat{\theta} - \tilde{\theta})' \{ \hat{V}(\hat{\theta} - \tilde{\theta}) \}^{-1} (\hat{\theta} - \tilde{\theta}), \quad (4.15)$$

kde $\hat{\theta}$ je odhad náhodných efektů, $\tilde{\theta}$ je odhad fixních efektů a $\hat{V}(\hat{\theta} - \tilde{\theta})$ je kovariační matice.

4.2.9 Variace between a within

Jak závisle tak nezávisle proměnné se mohou lišit nejen v čase, ale i napříč jednotkami. Variace tak může být within, tedy v rámci času u jedné jednotky, nebo na druhou stranu between variace, která je v rámci jednotek samotných. Tato vlastnost je pro panelová data velice důležitá. Jak popisují Cameron, Trivedi (2010), takové rozdělení je důležité, protože jednotlivé estimátory se odlišují v použití within a between variace. A co víc, u modelu fixních efektů, bude koeficient u regresoru s malou variací⁴¹ odhadnut nepřesně, lépe řečeno, nebude ani identifikován pokud nenastane vůbec žádná within variace. Celková (*overall*) variace, variace kolem celkového průměru

$$\bar{x} = \frac{1}{NT} \sum_i \sum_t x_{it}, \quad (4.16)$$

⁴¹ Jako příklad může sloužit např. pohlaví. To by se v rámci pozorování nemělo měnit.

může být rozdělena na within variaci, prostřednictvím času pro každou jednotku a kolem průměru pro každou jednotku

$$\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_t x_{it}, \quad (4.17)$$

a na between variaci mezi jednotkami pro \bar{x} kolem \bar{x}_i .

4.2.10 Metoda bootstrap

Bootstrap je často využívanou statistickou metodou, protože má několik základních výhod. Přestože existuje celá škála různých přístupů a chyb jejího využití, bootstrap se v mikroekonomii používá především k odhadu standardních errorů. V praxi totiž často dochází k situaci, kdy při odhadu ze získaného vzorku populace data neodpovídají normovanému normálnímu rozdělení, což dělá standardizovanou chybovou složku méně věrohodnou. Pokud označíme w_i všechna data pro i -té pozorování, tak nejčastěji je $w_i = (y_i, x_i)$, kde y je skalární závisle proměnná a x je regresní vektor. Tento popis je možno dohledat v Cameron, Trivedi (2010), kde autoři rovněž popisují *bootstrap-pairs* algoritmus využívaný v softwaru Stata.

- 1) Nezávislé opakování kroků a) a b) B-krát.
 - a) Na základě původních dat w_1, \dots, w_N se provede náhodné nahrazení hodnot do bootstrap vzorku w_1^*, \dots, w_N^* .
 - b) Vypočítá se odhad $\hat{\theta}^*$ na základě w_1^*, \dots, w_N^* .
- 2) Na základě B bootstrap odhadů, reprezentovaných $\hat{\theta}_1^*, \dots, \hat{\theta}_N^*$, se vypočte kovarianční matice.

$$\hat{V}_{Boot}(\hat{\theta}) = \frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B (\hat{\theta}_b^* - \bar{\hat{\theta}}^*) \cdot (\hat{\theta}_b^* - \bar{\hat{\theta}}^*)', \quad (4.18)$$

$$\text{kde } \bar{\hat{\theta}} = B^{-1} \sum_{b=1}^B \hat{\theta}_b^*.$$

Odpovídající odhad standardní chyby j -tého komponentu $\hat{\theta}$ je potom

$$se_{Boot}(\hat{\theta}_j) = \{\hat{V}_{Boot,jj}(\hat{\theta})\}^{1/2}, \quad (4.19)$$

Pro použití této metody v analýze panelových dat je nutno metodu přizpůsobit jednoduchou úpravou na *cluster bootstrap* tvar. V takovém případě se w_i transformuje na w_c , kde se $c = 1, \dots, C$ představuje každý z C clusterů.

5 Empirická analýza vlivu likvidity aktiv na kapitálovou strukturu ve vybraném odvětví

V následující části bude proveden výpočet vztahu mezi indexem zadluženosti a indexem likvidity, hmatatelnosti aktiv a ziskovosti pomocí analýzy panelových dat. V datovém souboru jsou zahrnuta data z databáze Čekia pro 25 firem ze stavebního průmyslu, které mezi roky 2007 – 2011 vykazovaly obrát v rozmezí 1 000 000 000 - 1 499 999 999 Kč a zároveň disponovaly 50 - 99 zaměstnanci. Výpočet byl proveden v softwaru Stata 11, který má Vysoká škola báňská - Technická univerzita Ostrava, Ekonomická fakulta, licencovaný.

5.1 Popis panelových dat

Nejdříve bylo nutno nastavit soubor dat na panelová data. Jednotlivé firmy byly nahrazeny proměnnou `id`, která nabývá hodnot od 1 do 25, a roky byly nahrazeny proměnnou `t`, která nabývá hodnot od 1 do 5. Data byla seřazena nejdříve dle proměnné `id` a poté dle `t` pomocí příkazu `sort`.

Tab. 5.1 Nastavení panelových dat

```
. * Set data as panel data
. sort $id $t

. xtset $id $t
    panel variable:  id (unbalanced)
    time variable:  t, 1 to 5
                delta:  1 unit

. xtdescribe

    id:  1, 2, ..., 25                n =          25
    t:   1, 2, ..., 5                 T =           5
      Delta(t) = 1 unit
      Span(t)  = 5 periods
      (id*t uniquely identifies each observation)
```

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

Jak je patrné z přehledové Tab. 5.1, data jsou nevybalancovaná, jelikož pro analyzovaných 25 firem nebylo možno dohledat data za všech 5 let. U třech firem chybí v datovém souboru jeden rok.

Tab. 5.2 Popis jednotlivých proměnných

```
. describe $id $t $ylist $xlist
```

variable name	storage type	display format	value label	variable label
id	byte	%10.0g		id
t	byte	%10.0g		t
debt	double	%10.0g		debt
liquid	double	%10.0g		liquid
assetTang	double	%10.0g		assetTang
earn	double	%10.0g		earn

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

Tab. 5.2 zachycuje popis jednotlivých proměnných a jejich datový typ. První dvě proměnné *id* a *t* mají datový typ *byte*. Ostatní proměnné mají kvůli přesnosti výpočtů datový typ *double*.

Tab. 5.3 Základní popisná statistika

```
. summarize $id $t $ylist $xlist
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
id	121	13.06612	7.226958	1	25
t	121	2.933884	1.394845	1	5
debt	121	.7538894	.4853844	.0864095	4.529712
liquid	121	1.595127	.9946257	.2120974	5.588394
assetTang	121	.1094846	.1149874	0	.639829
earn	121	.0796349	.2280434	-1.807925	.5131196

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

V základní popisné statistice zachycené v Tab. 5.3. lze pozorovat hodnoty pro proměnné *id* a *t*, které ovšem nemají žádnou vypovídací schopnost, jelikož zastupují jednotlivé firmy, respektive roky. Minimální hodnota zadlužení je 0,0864 a maximální činí 4,5297. Střední hodnota je rovna 0,7539. Likvidita se v datovém souboru pohybovala mezi 0,2121 a 5,5884. Střední hodnota je 1,5951. Minimální hodnota hmatatelnosti aktiv je rovna 0, protože v jednom případě nebylo možno tuto hodnotu dle zvoleného vzorce vypočítat. Maximální hodnota je 0,6398, střední hodnota se rovná 1,5951. Minimální hodnota ziskovosti je záporná, jelikož některé firmy dosahovaly v daném období ztrát. Maximální hodnota je

potom 0,5131 a střední hodnota je rovna 0,7963. Směrodatná odchylka je popsána v následující, detailnější tabulce.

Pomocí příkazu `xtsum` lze dosáhnout mnohem podrobnějšího pohledu na vlastnosti panelových dat. Tab. 5.4 obsahuje, na rozdíl od Tab. 5.3, ještě počet pozorování a především rozdělení na celkové (*overall*), (*between*) a (*within*) hodnoty, které jsou pro popis panelových dat také důležité.

Tab. 5.4 Popisná statistika panelových dat

```
. xtsum $id $t $ylist $xlist
```

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Observations	
id	overall	13.06612	7.226958	1	25	N =	121
	between		7.359801	1	25	n =	25
	within		0	13.06612	13.06612	T-bar =	4.84
t	overall	2.933884	1.394845	1	5	N =	121
	between		.1870829	2.5	3	n =	25
	within		1.384437	.9338843	4.933884	T-bar =	4.84
debt	overall	.7538894	.4853844	.0864095	4.529712	N =	121
	between		.358923	.1510331	2.216489	n =	25
	within		.3275209	-.5298864	3.067112	T-bar =	4.84
liquid	overall	1.595127	.9946257	.2120974	5.588394	N =	121
	between		.858013	.5363602	4.438092	n =	25
	within		.5099545	-.1233931	4.08959	T-bar =	4.84
assetT~g	overall	.1094846	.1149874	0	.639829	N =	121
	between		.1039021	.0112555	.4024972	n =	25
	within		.0550062	-.0967487	.3573298	T-bar =	4.84
earn	overall	.0796349	.2280434	-1.807925	.5131196	N =	121
	between		.1392372	-.3883596	.3653734	n =	25
	within		.181312	-1.33993	.553268	T-bar =	4.84

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

O minimálních a maximálních hodnotách jednotlivých proměnných již bylo hovořeno v předchozí části. V Tab. 5.4 se rovněž objevuje hodnota směrodatné odchylky, která je navíc rozdělaná na *overall*, *between* a *within*. Při bližším pohledu na proměnnou *id* lze říci, že hodnota *id* se nemění v čase, je tedy časově invariantní a *within* hodnota proměnné se rovná nule. Na druhou stranu, by při plně vybalancovaném datovém souboru by bylo možno konstatovat, že *between* hodnota u proměnné *t* se rovná 0 a *t* se v rámci jednotlivých firem nemění. To ovšem není pravda, protože jak již bylo řečeno, u několika firem nebylo možno za

některé roky dohledat výsledky a proto má hodnota t slabou between variaci 0,1871. O variaci zadlužení lze říci, že je rozložená více méně rovnoměrně mezi between a within. Konkrétně u zadlužení je between variace rovna 0,3590 a within 0,3275. Between variace 0,8580, je oproti within variaci u zadlužení 0,5100, silnější a totéž se týká také hmatatelnosti aktiv, kde je between hodnota 0,1039 a within hodnota 0,0550. Znamená to tedy, že rozdíly existují spíše mezi firmami, než to, že by se dané hodnoty nějak dramaticky měnily v čase. Zde může nastat při využití estimátoru fixních efektů, potencionálně ke ztrátě efektivnosti a je tak nutno využít Hausmanova testu. Hodnota, která se více mění v čase, je ziskovost. Zde je between variace nižší, a to 0,1392, a within variace činí 0,1813. Tento výsledek naznačuje, že se ziskovost měnila více v rámci jednotlivých firem. To může být způsobeno jednak obdobím, za které byla data získána, ale především povahou samotného indexu ziskovosti.

Pomocí příkazu `correlate` lze získat autokorelaci pro panelová data. Testovány byly všechny proměnné spolu se svými hodnotami z předcházejícího období. V případě Tab. 5.5 lze sledovat proměnnou `debt` a proměnnou `L.debt`, která představuje právě o jedno období zpožděnou hodnotu.

Tab. 5.5 Autokorelace zadlužení s o jedno období zpožděnou hodnotou

```
. * First-order autocorrelation of debt
. correlate debt L.debt
(obs=96)
```

	debt	L. debt
debt		
--.	1.0000	
L1.	0.8485	1.0000

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

Zadluženost vykazuje silnou pozitivní korelaci 0,8485 s předcházející hodnotou. Obdobně jako v případě zadluženosti lze i u likvidity konstatovat poměrně silnou korelaci 0,7857 s předcházející hodnotou, jak ukazuje Tab. 5.6. Korelace hmatatelnosti aktiv zachycená v Tab. 5.7, je velmi podobná jako v případě likvidity, a činí 0,7778. A pokud jde o hodnotu ziskovosti, v tomto případě je možno poukázat na poměrně slabou korelaci 0,2353, viz. Tab. 5.8.

Tab. 5.6 Autokorelace likvidity s hodnotou zpožděnou o jedno období

```
. * First-order autocorrelation of liquidity
. correlate liquid L.liquid
(obs=96)
```

		liquid	L. liquid
liquid	--.	1.0000	
	L1.	0.7857	1.0000

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

Tab. 5.7 Autokorelace hmatatelnosti aktiv s hodnotou zpožděnou o jedno období

```
. * First-order autocorrelation of asset tangibility
. correlate assetTang L.assetTang
(obs=96)
```

		assetT~g	L. assetT~g
assetTang	--.	1.0000	
	L1.	0.7778	1.0000

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

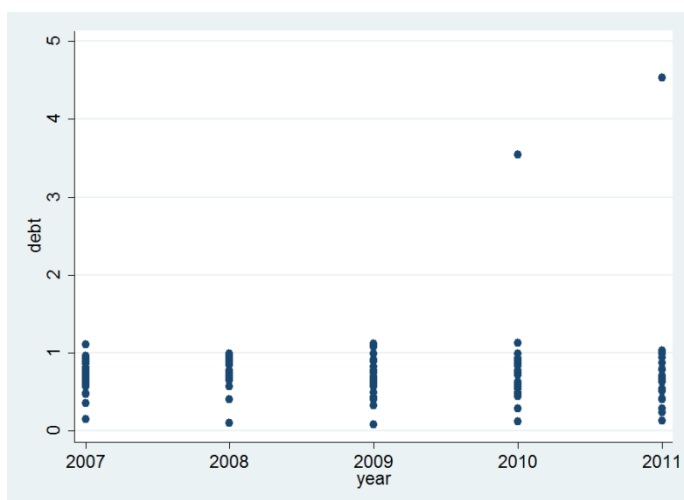
Tab. 5.8 Autokorelace ziskovosti s hodnotou zpožděnou o jedno období

```
. * First-order autocorrelation of earning
. correlate earn L.earn
(obs=96)
```

		earn	L. earn
earn	--.	1.0000	
	L1.	0.2353	1.0000

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

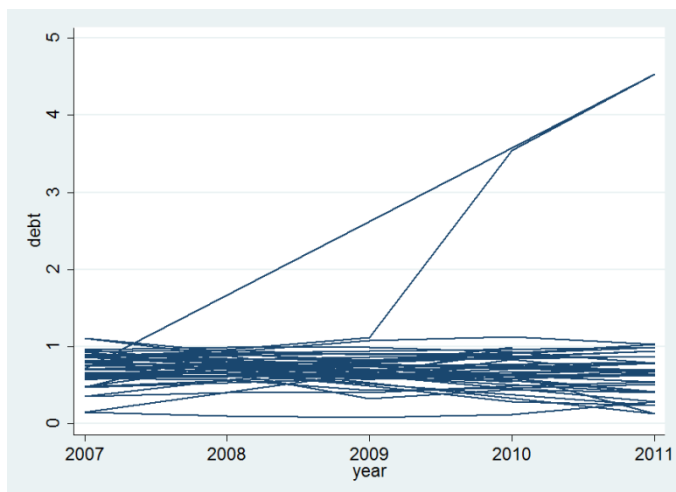
Graf 5.1 Scatter graf vývoje zadluženosti u všech firem za období 2007 - 2011.



Zdroj: Databáze ČEKIA a software Stata

Graf 5.1 i Graf 5.2 ukazují, že zadluženost se u firem pohybovala - až na výjimky - zhruba ve podobném rozmezí a odlehlé hodnoty by neměly ovlivnit výstup analýzy panelových dat. I když jde o souhrnná data, je možno říci, že v průměru se hodnoty příliš nerozcházely. To lze vidět lépe v Grafu 5.2, v němž jsou hodnoty nejvíce nahuštěné v intervalu 0 a 1 a jednotlivé čáry jsou spíše ploché, než že by představovaly dramatické skoky mezi jednotlivými lety.

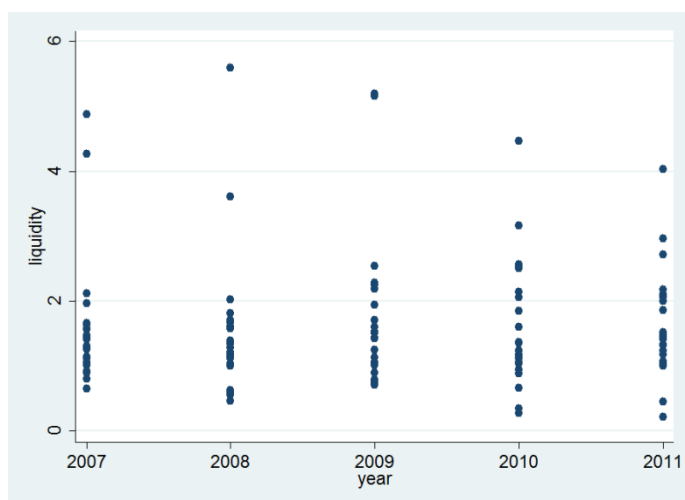
Graf 5.2 Spojnicový graf vývoje zadluženosti u všech firem za období 2007 - 2011.



Zdroj: Databáze ČEKIA a software Stata

Scatter graf i spojnicový graf likvidity, (Graf 5.3 a Graf 5.4), však ukazují daleko větší počet odlehlých hodnot a proto bude proveden test jednotkového kořene pro tuto proměnnou.

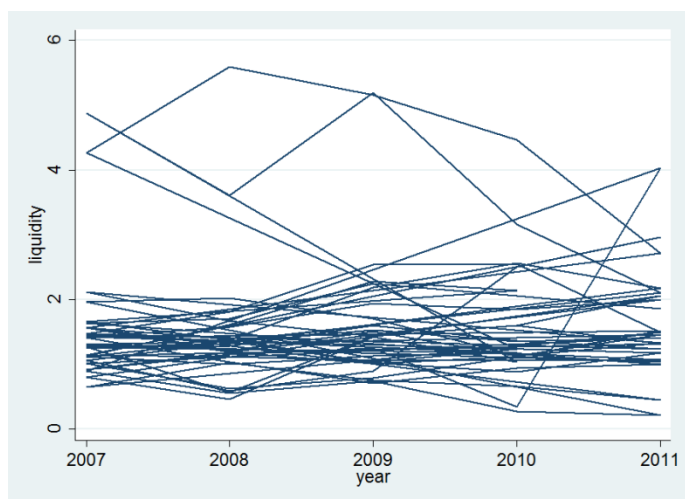
Graf 5.3 Scatter graf vývoje likvidity u všech firem za období 2007 - 2011.



Zdroj: Databáze ČEKIA a software Stata

Tab. 5.3 napovídá, že u této proměnné by mohly být v rámci jednotlivých firem větší rozdíly v hodnotách v čase, a Tab. 5.4 to potvrzuje. Je tedy otázkou, zda-li lze tvrdit, že je proměnná stacionární nebo obsahuje i několik trendů?

Graf 5.4 Spojnicový graf vývoje likvidity u všech firem za období 2007 - 2011.



Zdroj: Databáze ČEKIA a software Stata

Při analýze panelových dat je pro testování jednotkového kořene možno využít několik testů. Řada z nich je však aplikovatelná jen na silně vybalancovaný panel. Tato podmínka ale není splněna. Test jednotkového kořene může být použit k rozhodnutí, zda by měla být data nejdříve diferencována. Některá ekonomická a finanční data totiž vykazují nestacionaritu střední hodnoty. Pro testování jednotkového kořene byl vybrán Phillipsův -

Perronův test jednotkového kořene, jelikož jako jeden z mála testů nevyžaduje plně vybalancovaný panel a navíc je robustní co se týče heteroskedasticity v chybové složce ε_i . Phillipsův - Perronův test ignoruje jakoukoliv sériovou korelaci v testovací regresi.

Tab. 5.9 Fisherův PP test jednotkového kořene - nezpožděný

```
. * 0 lagged Fisher Unitroot test based on PP test
. xtunitroot fisher liquid, pperron lags(0)
```

Fisher-type unit-root test for liquid
Based on Phillips-Perron tests

Ho: All panels contain unit roots	Number of panels	=	25
Ha: At least one panel is stationary	Avg. number of periods	=	4.84

AR parameter:	Panel-specific	Asymptotics: T -> Infinity
Panel means:	Included	
Time trend:	Not included	
Newey-West lags:	0 lags	

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(50)	P	92.7575	0.0002
Inverse normal	Z	-1.0200	0.1539
Inverse logit t(129)	L*	-2.4598	0.0076
Modified inv. chi-squared Pm		4.2757	0.0000

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

Tab. 5.9 ukazuje, že u tří ze čtyř testů silně zamítají nulovou hypotézu, že všechny panely obsahují jednotkový kořen. V oficiálním manuálu softwaru je uvedeno, že Z inverzní normální statistika by měla poskytovat nejlepší poměr mezi velikostí a silou. Zde však nastává problém, jelikož je p-hodnota větší než 0,0500, a to 0,1539. Pod nulovou hypotézou má Z statistika standardní normální rozdělení a L* má t rozdělení s $5N + 4$ stupni volnosti. Inverzní logit t statistika L* obvykle souhlasí se Z testem. Zde již je p-hodnota pod hranicí 0,0500, konkrétně, 0,0076. Nízké hodnoty Z -1,0200 a L* -2,4598 však mohou rovněž vést k rozhodnutí o zamítnutí nulové hypotézy.

Při konečném počtu panelů lze rovněž využít inverzního chi-kvadrát testu P. Tato statistika má chi-kvadrát rozdělení s $2N$ stupni volnosti. V případě velkých čísel jako je v Tab. 5.9 uvedená hodnota 92,7575, je rovněž možno uvažovat o zamítnutí nulové hypotézy.

Posledním testem, který se v Tab. 5.9 objevuje, je modifikovaný inverzní chi-kvadrát P_m test. Ten se ovšem používá především pro velké panely a proto na jeho výstup není brát takový zřetel, jako na výstupy ostatních testů. Přesto je možno konstatovat, že vyšší čísla by měla vést k zamítnutí nulové hypotézy. S jistou dávkou obezřetnosti, hlavně kvůli Z statistice, lze tedy konstatovat, že pro nulové zpoždění existuje alespoň jeden stacionární panel.

Tab. 5.10 Fisherův PP test jednotkového kořene - zpožděný o jedno období

```
. * 1 lagged Fisher Unitroot test based on PP test
. xtunitroot fisher liquid, pperron lags(1)
```

Fisher-type unit-root test for liquid
Based on Phillips-Perron tests

Ho: All panels contain unit roots	Number of panels	=	25
Ha: At least one panel is stationary	Avg. number of periods	=	4.84

AR parameter:	Panel-specific	Asymptotics: T -> Infinity
Panel means:	Included	
Time trend:	Not included	
Newey-West lags:	1 lag	

		Statistic	p-value
Inverse chi-squared(50)	P	129.0280	0.0000
Inverse normal	Z	-1.9407	0.0261
Inverse logit t(129)	L*	-4.6344	0.0000
Modified inv. chi-squared P_m		7.9028	0.0000

P statistic requires number of panels to be finite.
Other statistics are suitable for finite or infinite number of panels.

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

Příkaz `xtunitroot` se specifikací `lags(*)`, kde číslo použité místo hvězdičky (zde číslo 1) udává počet zpoždění, je použitý k odstranění autoregresivních komponentů vyššího řádu ze série. Fisherův test předpokládá generování dat procesem AR(1). Výsledky testu jednotkového kořene v Tab. 5.10 vycházejí při zpoždění o jedno období lépe než v případě Tab. 5.9. Inverzní Z statistika v Tab. 5.10 dosahuje opět nízkého čísla -1,9407 při p -hodnotě 0,0261. Společně se zbylými třemi statistikami P , L^* a P_m , jejichž interpretace je obdobná jako u Tab. 5.9, je možno říci, že všechny čtyři testy zamítají nulovou hypotézu a vzhledem k vysokému číslu inverzní chi-kvadrát statistiky 129,0280, a poměrně nízkým

číslem Z statistiky $-1,9407$ a $L^* -4,6344$, lze přijmout alternativní hypotézu, o existenci alespoň jednoho stacionárního panelu.

Před samotnou analýzou panelových dat bylo ještě třeba zkoumat, zda-li datový soubor nevykazuje problém s multikolinearitou. Na základě standardní regrese OLS je možno odhadnout, zda data nevykazují znaky multikolinearity ani pro jednu proměnnou.

Tab. 5.11 Standardní OLS regrese - OLS estimátor

```
. * OLS estimator
. reg $ylist $xlist
```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 121		
Model	13.0991425	3	4.36638082	F(3, 117) = 33.67		
Residual	15.172619	117	.129680504	Prob > F = 0.0000		
Total	28.2717615	120	.235598012	R-squared = 0.4633		
				Adj R-squared = 0.4496		
				Root MSE = .36011		

debt	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
liquid	-.1571266	.0359947	-4.37	0.000	-.2284123	-.0858409
assetTang	-.47394	.2920464	-1.62	0.107	-1.052323	.1044425
earn	-1.015708	.1575119	-6.45	0.000	-1.327652	-.7037636
_cons	1.137301	.0737374	15.42	0.000	.9912681	1.283334

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

Nabízí se otázka, proč použít zrovna regresi OLS na panelová data, když takto vlastně dochází ke kompletnímu ignorování faktu, že se jedná o panelová data. Jinak řečeno, data jsou pouze seřazena do jedné "dlouhé" řady a regrese je provedená stejně, jako by se nejednalo o panelová data. Prvním důvodem je fakt, že na základě výsledků z regrese OLS lze použít test VIF, který je vhodný pro zkoumání multikolinearity. Druhým, a neméně důležitým důvodem je možné pozdější využití. Pokud by totiž Hausmanův test hovořil ve prospěch estimátoru náhodných efektů, musel by být ještě použit Breuschův - Paganův LM test pro rozhodnutí mezi estimátorem náhodných efektů nebo estimátorem OLS. Jak je možno vidět v Tab. 5.11, kromě hmatatelnosti aktiv je možno do modelu zařadit ostatní proměnné, a to, jak na základě pravděpodobnosti $P>|t|$, tak i t testu. U likvidity i ziskovosti je hodnota t mimo konfidenční interval. Suma čtverců vysvětlená modelem je rovna 13,0991, což je, vztaženo k celkové hodnotě 28,2718, rovno R^2 0,4633. Takto nízkou hodnotu R^2 lze vysvětlit především

povahou samotných dat. Platnost modelu je potvrzená F testem, kdy hodnota pravděpodobnosti $\text{Prob} > F$ je menší než 0,0500, a konkrétně činí 0,000.

Jak již bylo jednou řečeno, test VIF, který obsahuje Tab. 5.12 slouží především k odhalení multikolinearity v datech. Nejobvyklejší hranicí pro test VIF bývá 4 až 10. Výjde-li výsledek u nějaké proměnné vyšší než 10, můžeme hovořit o poměrně silné multikolinearitě. Zde však není takový problém pozorován a všechny tři nezávisle proměnné prošly testem s velmi nízkým indexem. Likvidita i ziskovost dosáhly stejné hodnoty 1,19 a hmatatelnost aktiv navíc ještě hodnoty o něco menší, a to 1,04.

Tab. 5.12 Test VIF na multicolinearitu

```
. * Multicollinearity test
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
earn	1.19	0.837590
liquid	1.19	0.843132
assetTang	1.04	0.958272
Mean VIF	1.14	

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

5.2 Výpočet estimátorů panelových dat

V následující části bude nejdříve proveden výpočet between, estimátoru fixních efektů a estimátoru náhodných efektů. První zmíněný between estimátor bude proveden spíše pro úplnost, jelikož standardní OLS či estimátor náhodných efektů jsou efektivnější. Estimátor fixních efektů je spolu s estimátorem náhodných efektů základním stavebním kamenem pro analýzu panelových dat. Při rozhodování mezi tím, který z nich bude nakonec využit, bude použito Hausmanova testu.

5.2.1 Between estimátor

Jak již bylo vysvětleno v teoretické části, tento estimátor kompletně opomíná within rozměr, protože provádí regresi \bar{y}_i na \bar{x}_i . Between estimátor je získán pomocí specifikace `be` u příkazu `xtreg` a je konsistentní pod modelem s náhodnými efekty. Jak

uvádí např. Cameron, Trivedi (2010), konzistentnost vyžaduje, aby byla chybová složka ($\alpha_i - \alpha + \bar{\varepsilon}_i$) nekorelovaná s x_{it} . Tento předpoklad je splněn, pokud je α_i náhodný efekt a ne fixní efekt.

Tab. 5.13 Between estimator

<pre> . * Between estimator . xtreg \$ylist \$xlist, be </pre>						
Between regression (regression on group means)			Number of obs	=	121	
Group variable: id			Number of groups	=	25	
R-sq: within = 0.1752			Obs per group: min =		4	
between = 0.7723			avg =		4.8	
overall = 0.4045			max =		5	
			F(3,21)		= 23.74	
sd(u_i + avg(e_i.))= .1831077			Prob > F		= 0.0000	
debt	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
liquid	-.0460533	.0589315	-0.78	0.443	-.168608	.0765015
assetTang	-.31668	.3785149	-0.84	0.412	-1.103845	.4704848
earn	-2.010599	.3724207	-5.40	0.000	-2.78509	-1.236108
_cons	1.020265	.1001579	10.19	0.000	.8119751	1.228555

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

Přesto, že model jako celek v Tab. 5.13 je podle F testu platný, Prob > F je 0,000, z výsledku je patrné, že na základě t testu jsou hned dvě proměnné, likvidita a hmatatelnost aktiv, statisticky nevýznamné. Z Tab. 5.4 vyplývá, že obě tyto nezávisle proměnné, které by musely být z modelu vypuštěny, mají vyšší between variaci než within variaci. To může mít vliv na výsledek t testu.

5.2.2 Estimátor s fixními efekty

Hlavním důvodem proč bývá estimátor nazýván jako estimátor s fixními efekty je fakt, že pod modelem s fixními efekty, poskytuje konzistentní výsledky. V teoretické části již bylo zmíněno, že estimátor parametru β u modelu s fixními efekty musí odstranit fixní efekty α_i . To se děje pomocí odečtení individuálních průměrů od jednotlivých proměnných.

Samotný výpočet probíhá opět pomocí příkazu `xtreg` s dodatkem `fe`. Tato základní forma výpočtu je založená na předpokladu, že po kontrole α_i již bude chybová složka ε_{it} nezávisle a identicky rozložená⁴².

Tab. 5.14 Estimátor s fixními efekty s výchozími standardními chybami

. * Fixed effects nebo withing estimator						
. xtreg \$ylist \$xlist, fe						
Fixed-effects (within) regression			Number of obs	=	121	
Group variable: id			Number of groups	=	25	
R-sq: within	=	0.2297	Obs per group: min	=	4	
between	=	0.6066	avg	=	4.8	
overall	=	0.4272	max	=	5	
corr(u_i, Xb) = 0.2383			F(3, 93)	=	9.24	
			Prob > F	=	0.0000	
debt	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
liquid	-.1549299	.0618817	-2.50	0.014	-.2778148	-.032045
assetTang	.160102	.572398	0.28	0.780	-.9765669	1.296771
earn	-.7077195	.1650682	-4.29	0.000	-1.035512	-.3799267
_cons	1.039853	.1355993	7.67	0.000	.7705794	1.309126
sigma_u	.23561577					
sigma_e	.32653452					
rho	.34238888	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0:			F(24, 93) =	2.05	Prob > F = 0.0077	

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

Platnost modelu jako celku lze v Tab. 5.14 dle F testu, $\text{Prob} > F = 0,0000$, potvrdit. Na základě t testu však nelze do modelu zařadit opět proměnnou hmatatelnost aktiv, kdy hodnota t 0,28 leží v 95% konfidečním intervalu a $P>|t|$ se rovná 0,7800. U tohoto estimátoru je poprvé brán zřetel na samotné koeficienty β . Budeme-li brát v úvahu jen ty, které lze do modelu na základě t testu zařadit, je možno říci, že jak likvidita, tak ziskovost odpovídají ekonomickým předpokladům stanoveným v této práci. Je možno konstatovat, že s poklesem likvidity i ziskovosti by mělo dojít k nárůstu zadlužení. β koeficient u zadluženosti činí -0,1549 a u ziskovosti -0,7077. Hodnota sigma_u 0,2356 v Tab. 5.14 představuje α_i a

⁴² *Independent and identically distributed*, v zahraniční literatuře označováno zkratkou i.i.d.

σ_e 0,3265 reprezentuje ε_i . Kvůli výsledku t testu bude v další části proveden výpočet estimátoru s fixními efekty ještě jednou a tentokrát již bez proměnné hmatatelnost aktiv. Předtím je ovšem potřeba zjistit, zda-li je vůbec tento estimátor vůbec vhodný, nebo by měl být použit spíše estimátor s náhodnými efekty.

Pro toto rozhodnutí je vhodný Hausmanův test, v němž jsou individuální efekty pod nulovou hypotézou náhodné, tedy random. Alternativní hypotéza považuje estimátory za rozdílné. Standardně se pracuje s 95% spolehlivostí, tak jako v Tab. 5.15.

Tab. 5.15 Hausmanův test pro všechny tři nezávisle proměnné

```
. * Hausman test (fixed vs. random effects)
. quietly xtreg $ylist $xlist, fe

. estimates store fixed

. quietly xtreg $ylist $xlist, re

. estimates store random

. hausman fixed random
```

	—— Coefficients ——		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) random		
liquid	-.1549299	-.1642625	.0093326	.0484279
assetTang	.160102	-.4260915	.5861935	.4748927
earn	-.7077195	-.9295607	.2218412	.0567671

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(3) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 19.89
Prob>chi2 = 0.0002

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

Tento test je opět popsán v Cameron, Trivedi (2010), kde autoři uvádějí, že test porovnává odhadnuté koeficienty časově-variantních regresorů pro estimátor fixních efektů a estimátor náhodných efektů. V softwaru Stata lze použít příkaz `hausman`. Ještě předtím je potřeba na pozadí vypočítat estimátory pomocí příkazu `quietly xtreg` a uložit výsledky do proměnných pomocí `estimates store`. V Tab 5.15 lze vidět jak jednotlivé příkazy,

tak především výsledek testu v podobě $\chi^2(3)$, kde je pravděpodobnost rovna 0,0002 a je proto možno mluvit o možnosti velmi silného zamítnutí nulové hypotézy. Jinými slovy, v tomto případě by estimátoru s náhodnými efekty neposkytoval konzistentní odhad a vhodnější se tak jeví estimátoru s fixními efekty.

5.2.3 Vyřazení jedné proměnné z modelu

Na základě předchozích výpočtů bylo rozhodnuto o vyřazení proměnné hmatatelnost aktiv z modelu. Pomocí výsledků regrese OLS, tentokrát na pozadí, je možno zopakovat test VIF na multikolinearitu. Oproti Tab. 5.12 se v Tab. 5.16 index VIF pro obě proměnné dokonce o něco zmenšil. Neměl by tedy hrozit problém multikolinearity.

Tab. 5.16 Test VIF na multikolinearitu se dvěma proměnnými

```
. * Multicollinearity test
. vif
```

Variable	VIF	1/VIF
earn	1.16	0.865269
liquid	1.16	0.865269
Mean VIF	1.16	

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

Základním testem v této sekci však bude opět Hausmanův test pro estimátory s pouze dvěma nezávislými proměnnými, likviditou a ziskovostí. Tab. 5.17 porovnává β koeficienty obou estimátorů. První sloupec (b) *fixed* svými hodnotami neodpovídá výsledkům estimátoru s fixními efekty z kapitoly 5.2.2. Tento fakt má velmi jednoduché vysvětlení. V Tab. 5.14 jsou totiž zahrnuty všechny tři nezávislé proměnné a koeficienty tak ze své podstaty musí vycházet odlišně. Druhý sloupec (B) *random* obsahuje koeficienty estimátoru s náhodnými efekty.

Tab. 5.17 Hausmanův test pro dvě nezávisle proměnné

	—— Coefficients ——		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) fixed	(B) random		
liquid	-.1604859	-.1556683	-.0048176	.044161
earn	-.7052764	-.9628258	.2575495	.0575397

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
 B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(2) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
 = 25.53
 Prob>chi2 = 0.0000

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

V Tab. 5.17 bohužel nejsou obsaženy výsledky t statistiky pro jednotlivé proměnné. Ty lze však jednoduše vypočítat. Pro likviditu to bude $t = 0,0048/0,0442 = 0,1086$. Ziskovost má $t = 0,2575/0,0575 = 4.4783$. V případě likvidity je možno mluvit o potvrzeném, statisticky signifikantním rozdílu a v případě ziskovosti o velice silné statistické rozdílnosti. Tyto výsledky nasvědčují o nutnosti použít estimátoru s fixními efekty. Samotná celková chi-kvadrát statistika se dvěma stupni volnosti, $\chi^2(2)$, vyšla 25,53 a hodnota pravděpodobnosti, Prob>chi2, vyšla 0,0000. V tomto případě je nulová hypotéza silně zamítnuta.

5.2.4 Estimátor s fixními efekty se dvěma nezávislými proměnnými

Nyní, po rozhodnutí o využití estimátoru s fixními efekty, jen zbývá vypočítat a popsat výsledky v základní formě s výchozími standardními chybami. V následující podkapitole 4.3 pak bude provedena citlivostní analýza pomocí `vce(bootstrap)` varianty pro `xtreg`, `fe` příkaz.

Tab. 5.18 zachycuje výpočet estimátoru s fixními efekty při použití pouze dvou nezávisle proměnných, likvidity a ziskovosti. Platnost modelu jako celku lze v Tab. 5.18 dle F testu, Prob > F = 0,0000, potvrdit. Obě proměnné jsou v případě t testu statisticky významné. Hodnota t je u likvidity -2,75 a leží tak mimo 95% konfidenční interval -0,2763 až -0,0447. Pravděpodobnostní hodnota $P>|t| = 0,007$ a jedná se tak o zlepšení oproti modelu se třemi proměnnými. Hodnota t statistiky je u ziskovosti -4,30 a leží rovněž mimo

konfidenční interval -1,0310 až -0,3796. Pravděpodobnostní hodnota $P > |t|$ je rovna 0,000. V neposlední řadě uvádí Tab. 5.18 také t statistiku pro úrovnovou konstantu 10,93, což je velice vzdálené od 95% konfidenčního intervalu. Koeficient β činí u likvidity -0,1605, u ziskovosti -0,7053 a úrovnová konstanta má hodnotu 1,0660. Na základě těchto výsledků je tedy možno při nárůstu indexu likvidity o jednotku očekávat průměrné snížení indexu zadluženosti o -0,1605. Při zvýšení indexu ziskovosti o jednotku pak lze očekávat průměrné snížení indexu zadluženosti o 0,7053. Co je ovšem zážející je nízká hodnota within R^2 , rovnající se 0,2290. Toto je velký problém, protože to v podstatě ukazuje na fakt, že se proměnné v čase příliš nemění a tudíž nelze mnoho vytěžit z faktu, že se jedná o panelová data. Samotný výstup Tab. 5.18 obsahuje F test toho, jestli jsou všechny fixní efekty nulové, $u_i = 0$. Jelikož je hodnota pravděpodobnosti $\text{Prob} > F$ rovna 0,0037, je nulová hypotéza zamítnuta. To rovněž znamená, že i přes nízkou hodnotu within R^2 nelze použít na místo estimátoru s fixními efekty estimátor OLS. Složené chybové složky jsou korelovány a je narušená podmínka nezávislého a identického rozdělení.

Tab. 5.18 Estimátor s fixními efekty pro dvě nezávisle proměnné

```
. * Fixed effects estimator
. xtreg $ylist $xlist, fe

Fixed-effects (within) regression               Number of obs   =       121
Group variable: id                           Number of groups =        25

R-sq:  within = 0.2290                        Obs per group:  min =         4
          between = 0.6293                      avg   =        4.8
          overall = 0.4395                      max   =         5

                                           F(2,94)         =       13.96
corr(u_i, Xb)  = 0.2479                      Prob > F         =       0.0000
```

debt	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
liquid	-.1604859	.058319	-2.75	0.007	-.2762795	-.0446922
earn	-.7052764	.1640268	-4.30	0.000	-1.030955	-.3795973
_cons	1.066049	.0975755	10.93	0.000	.8723108	1.259788
sigma_u	.22938109					
sigma_e	.32492957					
rho	.33260037	(fraction of variance due to u_i)				

```
F test that all u_i=0:      F(24, 94) =      2.21      Prob > F = 0.0037
```

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

Korelace fixního efektu α_i s hodnotami $x_{it} \cdot \hat{\beta}$ je 0,2479. Naštěstí je estimátor s fixními efekty co se týče takovéto korelace dosti robustní a ostatní odhady, které produkuje zůstaly neovlivněny⁴³. Složená chybová složka je v Tab. 5.18 představována hodnotami $\sigma_u = 0,2294$, směrodatná odchylka α_i , a $\sigma_e = 0,3249$ reprezentuje směrodatnou odchylku ε_{it} .

5.3 Citlivostní analýza - metoda Cluster bootstrap

V následující části bude využita metoda bootstrap pro estimátor s fixními efekty. Stata poskytuje možnost zvolit dodatek `vce(bootstrap)` k příkazu `xtreg`, *fe*. Metody bootstrap lze dosáhnout i samostatným příkazem, ovšem obecně je doporučováno využívat možnost `vce()` všude, kde je to jen možné. Typ `vce()` totiž implicitně počítá s odlišnostmi pro jednotlivé příkazy. Tento fakt je obzvláště důležitý u panelových dat, kdy dochází k přeskupování⁴⁴ v rámci clusteru.

V Tab. 5.19 se oproti Tab. 5.18 změnilo několik věcí. V první řadě je třeba si povšimnout, že Tab. 5.19 již neobsahuje t statistiku, nýbrž z statistiku. Hodnota pravděpodobnosti $P > |z|$ oproti Tab. 5.18 mírně vzrostla, u likvidity na 0.0140 a u ziskovosti na 0,0130. Obě proměnné lze tedy do modelu zařadit. Celková platnost modelu je podepřena Waldovým chi-kvadrát testem, který rovněž vyšel ve prospěch platnosti modelu jako celku, s pravděpodobností $P > \chi^2$ rovnou 0,0217.

Samotný bootstrap byl proveden pro 500 replikací, což by mělo zaručit, že střední hodnota chyby bude ležet v rozdělení, které se bude přibližovat normálnímu normovanému rozdělení. U likvidity se hodnota standardizované chyby zvýšila z 0,0583 v Tab. 5.18 na 0.0655 v Tab. 5.19. V případě proměnné ziskovost se hodnota rovněž zvýšila a to z 0,1640 v Tab. 5.18 na 0,2848 v Tab. 5.19.

⁴³ <http://www.stata-press.com/manuals/stata10/xtreg.pdf> [cit. 09.04.2014]

⁴⁴ V anglické literatuře je používán pojem "resampling".

Tab. 5.19 Bootstrap replikace pro estimátor s fixními efekty

```

Bootstrap replications (500)
-----|----- 1 -----|----- 2 -----|----- 3 -----|----- 4 -----|----- 5
.....
..... 50
..... 100
..... 150
..... 200
..... 250
..... 300
..... 350
..... 400
..... 450
..... 500

Fixed-effects (within) regression              Number of obs   =       121
Group variable: id                            Number of groups =        25

R-sq:  within = 0.2290                        Obs per group: min =         4
        between = 0.6293                                avg =        4.8
        overall  = 0.4395                                max =         5

                                                Wald chi2(2)      =        7.67
corr(u_i, Xb)  = 0.2479                        Prob > chi2       =       0.0217

```

(Replications based on 25 clusters in id)

debt	Observed Coef.	Bootstrap Std. Err.	z	P> z	Normal-based [95% Conf. Interval]	
liquid	-.1604859	.0655403	-2.45	0.014	-.2889424	-.0320293
earn	-.7052764	.2847747	-2.48	0.013	-1.263425	-.1471282
_cons	1.066049	.1472606	7.24	0.000	.7774238	1.354675
sigma_u	.22938109					
sigma_e	.32492957					
rho	.33260037	(fraction of variance due to u_i)				

Zdroj: Vlastní výpočty autora v softwaru Stata

6 Závěr

Ekonomika České republiky prošla v 90. letech bouřlivou transformací z centrálně plánované ekonomiky na ekonomiku tržní. Tuto přeměnu doprovázela jak v České republice, tak v řadě dalších zemí východní Evropy, řada finančních či hospodářských krizí. Českou republiku trápil v polovině 90. let a kolem roku 2000 především nezdravý finanční sektor. Z počátku nového milénia však nastala hospodářská konjunktura, které každým rokem zvyšovala své tempo (měřeno přírůstkem HDP), a to až do roku 2008.

Mezi lety 2007 a 2008 se začaly naplno projevovat příznaky oslabení globální poptávky. Jako příčina tohoto negativního poptávkového šoku bývá označována hypoteční krize v USA, která se posléze přeměnila v krizi finanční a hospodářskou. Tato finanční krize se vyznačovala také krizí důvěry mezi bankami navzájem. Díky propojenosti finančního systému po celém světě mohly být nejruznější finanční deriváty prodávány z jednoho kontinentu na druhý bez toho, aby je někdo uměl kvalifikovaně ocenit na jejich skutečnou hodnotu. Došlo k tzv. zamrznutí likvidity, tedy k situaci, kdy se banky obávaly vzájemně si půjčovat peníze – jelikož nevěděly, jestli je náhodou nepůjčují subjektu, který vlastní nebezpečné množství tzv. „toxických“ aktiv.

V České republice však tento problém nehrozil, protože české banky trpěly právě opačným problémem – tedy přebytkem likvidity. To bylo způsobeno především dvěma bankovními krizemi do roku 2002, které měly za následek jednak pročištění bankovních aktiv a potom také větší regulaci ze strany dozorových orgánů. Díky legislativě a České národní bance tak musely české banky, na poměry globálního bankovníctví, investovat poměrně konzervativně.

Nebyly to tentokrát banky – alespoň ty české, které by způsobily hospodářskou krizi v České republice po roce 2008. Při pádu globální poptávky pocítí největší následky pro-exportně orientované země. Česká republika je malou otevřenou ekonomikou se silným napojením, především svým průmyslem, na německou ekonomiku. Pokud se našemu západnímu sousedovi přestane ekonomicky dařit, tuzemský trh není schopen tento výpadek poptávky pokrýt a záhy se dostaví i pokles HDP. A co víc, některé malé evropské ekonomiky, jako je například Irsko, dostihla jejich předkrizová snaha o tržní liberalizaci v podobě extrémně zadlužených bank vlastnicích bezcenné deriváty nejruznějších dluhů. Dalšími zeměmi, které se díky finanční krizi dostaly do problémů, byly například Řecko, Portugalsko, Španělsko a Itálie. Španělsko doplatilo především na hypoteční bublinu, která zde vznikala již

několik let před krizí. Řecko a Portugalsko se v očích zahraničních investorů dostaly do tak nepříznivého světla, že úroky z nově vydávaných dluhopisů vyšplhaly na dlouhodobě neudržitelnou úroveň. V situaci, kdy některé země měly problémy se státními financemi buď přímo, nebo zprostředkovaně přes banky, vznikla evropská dluhová krize. Tento pojem se vžil pro krizi, která byla způsobena nezdravými veřejnými rozpočty evropských zemí. Tlak, který byl následně vytvářen na jednotlivé země, umožňoval další seškrtávání veřejných rozpočtů, což se velmi často projevovalo v poklesu státních investic.

V letech 2000 - 2008 rostla česká ekonomika v rozmezí 2,1 – 7 % HDP ročně. Poté v ní ale nastal poměrně razantní propad, který s sebou nesl především nárůst nezaměstnanosti a také postupný pokles stavební produkce. Protože českou ekonomiku minula hrozba zvýšené inflace, Česká národní banka mohla přikročit k postupnému snižování úrokových sazeb až na téměř nulovou hranici. To mělo podpořit banky v půjčování peněz, ale tento scénář se víceméně nenaplnil, protože banky už tak trpěly přemírou likvidity. Postupný pokles HDP a zvyšování nezaměstnanosti ještě více prohluboval potřebu omezování výdajů ze státního rozpočtu, jinak by se země mohli dostat do platební neschopnosti. V období evropské dluhové krize tak Investoři, kteří půjčují peníze státům, totiž požadovali buď větší důraz na konsolidaci státních rozpočtů jednotlivých zemí, nebo větší výnos, který by jim pokryl tato rizika. Investice do nových dálnic se v období 2008 – 2013 téměř zastavily, podpora stavebnictví ve formě akce „zelená úsporám“ trvala pouze po omezený časový úsek a mnoha stavebním firmám nepomohlo ani drastické snížení nákladů, takže dále propouštěly řadu zaměstnanců. Ať již se jedná o čísla týkající se stavebních prací celkem, zaměstnaností ve stavebním průmyslu, nebo nové výstavby podle dodavatelských smluv, všechny tyto ukazatele mají společný velmi znatelný pokles v rozmezí let 2008 – 2012.

Ačkoliv se krizové období projevilo na složení firemních aktiv, což dokládá např. Graf 5.4, světová odborná literatura není sjednocená, jestli je vliv likvidity těchto aktiv na kapitálovou strukturu pozitivní, či negativní.

Pro zkoumání vývoje vlivu likvidity aktiv vybraných stavebních firem v České republice na jejich kapitálovou strukturu, za několik po sobě navazujících let, byla vybrána metoda panelové regrese. Do datového souboru z databáze Čekia bylo zahrnuto 25 firem ze stavebního průmyslu, které měly mezi roky 2007 - 2011 obrát mezi 1 000 000 000 - 1 499 999 999 Kč a zároveň mezi 50 - 99 zaměstnanci. Z dat rozvahy vždy ke konci roku a z výkazu zisků a ztrát byly vypočítány indexy zadluženosti, likvidity, hmatatelnosti aktiv a ziskovosti.

Základním bodem výzkumu bylo potvrdit nebo vyvrátit hypotézu o vlivu likvidity na kapitálovou strukturu firem, respektive zadluženost. Data byla nejdříve roztříděna do podoby

panelových dat podle jednotlivých firem a roků. Z důvodů chybějících dat u několika firem bylo nutno počítat s nevybalancovaným panelem.

U panelových dat je mnohem důležitější než u standardní regrese testovat jednotkový kořen. Většina dostupných testů však vyžaduje plně vybalancovaný panel. Jedním z testů, který toto omezení nemá, je Fisherův test jednotkového kořene, založený na Phillipsově-Perronově testu. Jak u varianty s nulovým zpožděním, tak u varianty se zpožděním o jedno období, bylo možno silně zamítnout nulovou hypotézu, že všechny panely obsahují jednotkový kořen. V případě zpoždění o jedno období ještě daleko silněji.

Přestože je z mikroekonomického hlediska model s fixními efekty většinou preferován, byly provedeny odhady i pomocí jiných estimátorů. Prvním z nich byl standardní estimátor OLS, nebo taky *Pooled OLS estimátor*. Tento estimátor byl do práce zařazen především ze dvou důvodů. Tím prvním byl fakt, že i když je většinou pro panelové data nevhodný, mohou nastat situace, kdy tento estimátor bude dávat nejlepší výsledky, a to po rozhodnutí pomocí Breuschova-Paganova LM testu mezi estimátorem s náhodnými efekty a esmimátorem OLS. Druhým faktorem, ovlivňujícím výběr tohoto estimátoru, byla možnost následného vypočítání testu VIF na multikolinearitu na základě výsledků z OLS. V tomto případě byly indexy daleko pod hranicí 4-5 (někdy se uvádí až 10) a proto byla zamítnuta hypotéza, že v datech existuje multikolinearita. Už u estimátoru OLS bylo možné vypořizovat, že především ukazatelé likvidity a ziskovosti potvrzují hypotézu, že se vzrůstající likviditou a ziskovostí bude klesat zadlužení a naopak.

Between estimátor byl rovněž vypočítán, přestože bývá často v literatuře označován za nejméně vhodný estimátor panelových dat. Navíc hned dvě proměnné, likvidita a hmatatelnost aktiv by musely být z modelu vyřazeny, protože jejich β koeficienty nebyly na základě 95% pravděpodobnosti statistiky různé od nuly.

Estimátor s fixními efekty poskytuje konzistentní odhady pod modelem s fixními efekty. Výsledky tohoto estimátoru rovněž potvrzují hypotézu, že zvyšující se likvidita, popřípadě ziskovost, povede ke snížení zadlužení. Přestože F test potvrdil platnost modelu jako celku, jedná proměnná, konkrétně hmatatelnost aktiv, měla koeficient β opět statisticky nelišící se od nuly a na základě t testu by nebylo možno proměnnou zařadit do modelu.

I když se estimátor s náhodnými efekty v práci explicitně neobjevil, bylo s ním počítáno v rámci Hausmanova testu. Ten byl proveden hned dvakrát. Nejdříve byla provedena varianta se všemi třemi nezávislými proměnnými. Poté bylo rozhodnuto o vyřazení proměnné „hmatatelnost aktiv“ a Hausmanův test byl proveden ještě jednou. Hausmanův test považuje

individuální efekty pod nulovou hypotézou za náhodné, alternativní naopak za rozdílné. Výsledky pravděpodobnosti $\chi^2(3)$ a $\chi^2(2)$ testů, pořadě 0,0002 a 0,0000, poskytují velmi silný argument pro zamítnutí nulové hypotézy a rozhodnutí o využití Fixed effects estimátoru.

Estimátor s fixními efekty se dvěma nezávislými proměnnými, likviditou a ziskovostí, byl nejdříve vypočítán s výchozími standardními chybami. Platnost modelu jako celku byla opět potvrzena F testem s pravděpodobností rovnou 0,0000. Hodnoty t statistik u obou proměnných ležely mimo 95% konfidenční interval a tak mohly být obě proměnné zařazeny do modelu. Po vyřazení proměnné „hmatatelnost aktiv“ došlo k výraznému zlepšení hodnot t statistiky. Koeficient β činí u likvidity -0,1605, u ziskovosti -0,7053 a úroňová konstanta má hodnotu 1,0660. Na základě těchto výsledků je tedy možno při nárůstu indexu likvidity o jednotku očekávat průměrné snížení indexu zadluženosti o -0,1605. Pro F test, zda jsou všechny fixní efekty nulové, $u_i = 0$, byla hodnota pravděpodobnosti rovna 0,0037 a složené chybové složky jsou korelovány s regresory. To zároveň znamená, že nelze použít např. regresi OLS.

Výsledný model s fixními efekty by měl tedy následující podobu

$$y_{it} = 1,0660 + \alpha_i - 0,1605 \cdot \text{likvidita} - 0,7053 \cdot \text{ziskovost} + u_{it}.$$

V poslední části byla ještě provedená citlivostní analýza v podobě metody *bootstrap* s 500 replikacemi. Jednalo se o tzv. metodu *Cluster bootstrap*, kdy jednotlivé replikace probíhaly v rámci clusteru. U likvidity se hodnota standardizované chyby zvýšila z 0,0583 v Tab. 5.18 na 0,0655 v Tab. 5.19, tedy o 12,35 %. V případě proměnné ziskovost se hodnota rovněž zvýšila a to z 0,1640 v Tab. 5.18 na 0,2848 v Tab. 5.19, zde o 73,66 %.

Z empirické analýzy vyplývá, že vliv likvidity aktiv na celkovou zadluženost v oblasti českého stavebnictví v letech 2007 – 2011 je negativní. Se zvýšením likvidity klesá zadlužení a naopak.

Seznam použité literatury

Knihy

- [1] BALTAGI, Badi H. *Econometric Analysis of Panel Data*. 4. vyd. London: John Wiley and Sons Ltd, 2008. 302 s. ISBN 978-0-470-51886-1.
- [2] CAMERON, A. Colin, TRIVEDI, Pravin K. *Microeconometrics using Stata*. College Station: Stata Press, 2010. 706 s. ISBN 978-1-59718-073-3.
- [3] CAMERON, A. Colin, TRIVEDI, Pravin K. *Microeconometrics : methods and applications*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005. 1034 s. ISBN 0-521-84805-9.
- [4] DLUHOŠOVÁ, Dana. *Finanční řízení a rozhodování podniku: analýza, investování, oceňování, riziko, flexibilita*. 3. vyd. Praha: Ekopress, 2010. 225 s. ISBN 978-80-86929-68-2.
- [5] KNOOP, Todd. A. *Modern financial macroeconomics: panics, crashes, and crises*. Malden: Blackwell, 2008. 274 s. ISBN 978-1-4051-6180-0.
- [6] LIŠKA, V., SLUKOVÁ, K. a VOLEJNÍKOVÁ, J. *Institucionální ekonomie*. Praha: Professional Publishing, 2011. 235 s. ISBN 978-80-7431-051-5.
- [7] QUIGGIN, John. *Zombie economics: How dead ideas still walk among us*. Princeton: Princeton University Press, 2010. 265 s. ISBN 978-0-691-15454-1.
- [8] WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory Econometrics: A modern approach*. Mason: South-Western College Publishing, 2000. ISBN 978-1-111-53104-1.

Odborné články

- [9] FAMA, Eugen. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *Journal of Finance*. 1970, roč. 25, č. 2, s. 383 - 417. ISSN 1540-6261.
- [10] KAHNEMAN, Daniel, TVERSKY Amos. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk. *Econometrica*. 1979, roč. 47, č. 2, s. 263-291. ISSN 1468-0262.
- [11] KIRMAN, Alan P. Whom or What Does the Representative Individual Represent?. *Journal of Economic Perspectives*. 1992, roč. 6, č. 2, s. 117-136. ISSN 0895-3309.
- [12] MILLER, Merton H., MODIGLIANI, Franco. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. *The American Economic Review*. 1958, roč. 48, č. 3, s. 261 - 276. ISSN 0002-8282.
- [13] MORELLEC, Ervan. Asset Liquidity, Capital Structure and Secured Debt. *Journal of Financial Economics*. 2001, č. 61, s. 173-206. ISSN 0304-405X

- [14] MYERS, Stewart C. Capital Structure. *Journal of Economic Perspectives*. 2001, roč. 15, č. 2, s. 81-102. ISSN 0895-3309.
- [15] MYERS, Stewart C. Still Searching for Optimal Capital Structure. *Journal of Applied Corporate Finance*. 1993, roč. 6, č. 1, s. 4-14. ISSN 1745-6622.
- [16] MYERS, Stewart C., RAJAN, Raghuram G. The Paradox of Liquidity. *Quarterly Journal of Economics*. 1998, č. 3, s. 733-771. ISSN 1617-7134.
- [17] SHLEIFER, Andrei, VISHNY Robert W. Liquidation Values and Debt Capacity: A Market Equilibrium Approach. *Journal of Finance*. 1992, roč. 47, č. 4, s. 1343-1366. ISSN 1540-6261.

Elektronické zdroje a ostatní

- [18] CAMERER, Colin F., LOEWENSTEIN, George. *Behavioral economics: Past, Present, Future* [online]. 2002 [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: <http://www.hss.caltech.edu/~camerer/ribe239.pdf>
- [19] MULLAINATHAN, Sendhil, THALER, Richard H. *Behavioral economics* [online]. 2000 [cit. 9.4.2014] . Cambridge: National bureau of economics. Working Paper 7948. Dostupné z: <http://faculty.chicagobooth.edu/richard.thaler/research/pdf/Behavioral%20Economics.pdf>
- [20] MINSKY, Hyman P. *Can „it“ happen again? A reprise* [online]. 1982 [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: http://digitalcommons.bard.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1154&context=hm_archive
- [21] SHLEIFER, Andrei, VISHNY Robert W. *Asset fire sales and credit easing* [online]. 2010 [cit. 9.4.2014] . Cambridge: National bureau of economic research. Working Paper 15652. Dostupné z: <http://www.nber.org/papers/w15652>
- [22] SIBILKOV, Valeriy. *Asset Liquidity and Capital Structure* [online]. 2007 [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: <http://ssrn.com/abstract=594523>
- [23] Board of governors of the federal reserve systém:Speeches [online]. [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: <http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2004/20040220/default.html>
- [24] Center for International Comparisons of Production, Income and Prices [online]. [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: <https://pwt.sas.upenn.edu>
- [25] Česká národní banka [online]. [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/cs/menova_politika/cilovani.html

- [26] Český statistický úřad: Stavebnictví - Metodika [online]. [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/stavebnictvi_metodika
- [27] Český statistický úřad: Stavebnictví - Zaměstnanost a mzdy [online]. 2014 [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: [http://www.czso.cz/csu/csu.nsf/i/tab_3_stacr12/\\$File/stacr031414_3.xls](http://www.czso.cz/csu/csu.nsf/i/tab_3_stacr12/$File/stacr031414_3.xls)
- [28] Deloitte: Vývoj českého stavebnictví v evropském kontextu [online]. [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: http://www.apst.cz/domain/apst/files/a6_linhart.pdf
- [29] Financial times: World economy confronted by liquidity paradox [online]. [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: <http://www.ft.com/cms/s/0/1c481a66-51a5-11dc-8779-0000779fd2ac.html#axzz2mWyYWPa6>
- [30] The Panel Study of Income Dynamics [online]. [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: <http://psidonline.isr.umich.edu>
- [31] Stata: Manuals [online]. [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: <http://www.stata-press.com/manuals/stata10/xtreg>.
- [32] Svaz podnikatelů ve stavebnictví: Objem zahájených bytových výstaveb [online]. [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: http://www.sps.cz/RDS/_PDFDoc_2013/D3-Byty-zahajene-1998-2012.pdf
- [33] Zákon č. 513/1991 Sb., obchodní zákoník, ve znění pozdějších předpisů, zrušen k 1.1.2014 [online]. [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: <http://zakony.centrum.cz/obchodni-zakonik>
- [34] Zákon č. 6/1993 Sb., o České národní bance, ve znění pozdějších předpisů [online]. [cit. 9.4.2014]. Dostupné z: http://www.cnb.cz/cs/legislativa/zakony/download/zakon_o_cnb.pdf

Seznam zkratk


HDP	–	Hrubý Domácí Product
CDO	–	Collateralized Debt Obligations
CDS	–	Credit Default Swap
ERP	–	Enterprise Resource planning
EU	–	Evropská Unie
FED	–	Federal Reserve System
FEM	–	Fixed Effects Model
FGLS	–	Feasible Generalized Least Squares
FIFO	–	First In, First Out
ICT	–	Information and Communication Technology
LIFO	–	Last In, First Out
MPSV	–	Ministerstvo práce a sociálních věcí
OECD	–	Organisation for Economic Co-operation and Development
PSID	–	Panel Study of Income Dynamics
PWT	–	Penn World Table
RBC	–	Real Business Cycle
REM	–	Random Effects Model
USA	–	United States of America
VŠEM	–	Vysoká Škola Ekonomie a Managementu

Prohlášení o využití výsledků diplomové práce

Prohlašuji, že

- jsem byl seznámen s tím, že na mou diplomovou práci se plně vztahuje zákon č. 121/2000 Sb. – autorský zákon, zejména § 35 – užití díla v rámci občanských a náboženských obřadů, v rámci školních představení a užití díla školního a § 60 – školní dílo;
- beru na vědomí, že Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava (dále jen VŠB-TUO) má právo nevýdělečně, ke své vnitřní potřebě, diplomovou práci užít (§ 35 odst. 3);
- souhlasím s tím, že diplomová práce bude v elektronické podobě archivována v Ústřední knihovně VŠB-TUO a jeden výtisk bude uložen u vedoucího diplomové práce. Souhlasím s tím, že bibliografické údaje o diplomové práci budou zveřejněny v informačním systému VŠB-TUO;
- bylo sjednáno, že s VŠB-TUO, v případě zájmu z její strany, uzavřu licenční smlouvu s oprávněním užít dílo v rozsahu § 12 odst. 4 autorského zákona;
- bylo sjednáno, že užít své dílo, diplomovou práci, nebo poskytnout licenci k jejímu využití mohu jen se souhlasem VŠB-TUO, která je oprávněna v takovém případě ode mne požadovat přiměřený příspěvek na úhradu nákladů, které byly VŠB-TUO na vytvoření díla vynaloženy (až do jejich skutečné výše).

V Ostravě dne 25.4.2014



Lukáš Leksovský

Seznam příloh

Příloha 1 – Hodnoty jednotlivých ukazatelů pro všechny firmy a všechny roky

Přílohy

Příloha 1 – Hodnoty jednotlivých ukazatelů pro všechny firmy a všechny roky

id	t	comp	year	debt	liquid	assetTang	earn
1	1	Actherm	2007	0,694795	1,574868	0,142460	0,144226
1	2	Actherm	2008	0,740951	1,217379	0,101844	0,093934
1	3	Actherm	2009	0,571322	1,509423	0,222129	0,162427
1	4	Actherm	2010	0,838498	1,126061	0,084377	0,081133
1	5	Actherm	2011	0,635070	1,331020	0,161990	0,138683
2	1	AZ sanace	2007	0,598574	2,121135	0,109321	0,142607
2	2	AZ sanace	2008	0,691152	1,676244	0,191366	0,142756
2	3	AZ sanace	2009	0,592011	1,432539	0,133716	0,171934
2	4	AZ sanace	2010	0,556426	1,604234	0,089009	0,121217
2	5	AZ sanace	2011	0,410159	2,054053	0,090512	0,075664
3	1	CE Solar	2007	1,108976	0,799612	0,157948	-0,091270
3	2	CE Solar	2008	0,880998	0,459356	0,067815	0,236372
3	3	CE Solar	2009	0,621331	1,423362	0,020297	0,425421
3	4	CE Solar	2010	0,993565	1,035623	0,000000	-0,763373
4	1	ČEZ Měření	2007	0,351073	4,879056	0,044758	0,452362
4	2	ČEZ Měření	2008	0,401184	3,606515	0,038918	0,349993
4	3	ČEZ Měření	2009	0,402217	5,187425	0,037623	0,435291
4	4	ČEZ Měření	2010	0,489940	3,160693	0,037553	0,316905
4	5	ČEZ Měření	2011	0,545706	2,099435	0,030566	0,272315
5	1	Doprastav	2007	0,877863	1,119163	0,066532	-0,161158
5	2	Doprastav	2008	0,884785	1,002078	0,090823	0,026293
5	3	Doprastav	2009	0,913986	1,130110	0,021698	0,018404
5	4	Doprastav	2010	0,891955	1,176678	0,017111	0,022980
6	1	Dop. stav. Bohemia	2007	0,802689	1,262875	0,093386	-0,159484
6	2	Dop. stav. Bohemia	2008	0,745550	1,280015	0,040614	0,105483
6	3	Dop. stav. Bohemia	2009	0,676993	1,599240	0,019669	0,080926
6	4	Dop. stav. Bohemia	2010	0,760510	1,363794	0,097650	0,018154
6	5	Dop. stav. Bohemia	2011	0,626180	1,237795	0,115357	0,084375
7	1	Edikt	2007	0,615579	1,473992	0,255191	0,247357
7	2	Edikt	2008	0,712870	1,816267	0,179009	0,158254
7	3	Edikt	2009	0,657421	2,535825	0,218733	0,195776
7	4	Edikt	2010	0,583270	2,555514	0,249728	0,216017
7	5	Edikt	2011	0,704475	1,489536	0,256804	0,082568
8	1	Hans	2007	0,298577	2,920793	0,177048	0,446790
8	2	Hans	2008	0,113215	10,702689	0,194320	0,335531
8	3	Hans	2009	0,028408	29,739342	0,174591	0,135780
8	4	Hans	2010	0,060205	14,690171	0,122152	0,086665
8	5	Hans	2011	0,062444	14,301765	0,097886	0,116985

9	1	Heberger	2007	0,468250	0,645214	0,008946	0,017301
9	2	Heberger	2008	0,931367	1,019459	0,017559	-0,000491
9	3	Heberger	2009	1,078789	0,760977	0,021694	-0,145424
9	4	Heberger	2010	1,125424	0,660484	0,019054	-0,041451
9	5	Heberger	2011	1,034414	0,452154	0,020681	0,031773
10	1	Herkul	2007	0,567470	1,569827	0,112435	0,403008
10	2	Herkul	2008	0,688778	1,383361	0,329867	0,172789
10	3	Herkul	2009	0,750611	1,031150	0,224366	0,157114
10	4	Herkul	2010	0,593282	0,879598	0,364195	0,185694
10	5	Herkul	2011	0,625397	1,176477	0,329178	0,193484
11	1	Integra stavby	2007	0,664952	1,428521	0,104462	0,063892
11	2	Integra stavby	2008	0,660385	1,573851	0,083372	0,077492
11	3	Integra stavby	2009	0,328289	1,940014	0,146599	0,130456
11	4	Integra stavby	2010	0,444858	1,848942	0,086537	0,130735
11	5	Integra stavby	2011	0,403619	1,998385	0,138741	0,082051
12	1	Inženýrské DS Ol.	2007	0,819652	0,919545	0,184476	0,051235
12	2	Inženýrské DS Ol.	2008	0,839700	1,151992	0,054501	0,155702
12	3	Inženýrské DS Ol.	2009	0,577725	1,252209	0,187280	0,316943
12	4	Inženýrské DS Ol.	2010	0,628992	0,339158	0,025177	0,011629
12	5	Inženýrské DS Ol.	2011	0,131565	4,033805	0,010726	0,005592
13	1	Inženýrské stavby	2007	0,932713	0,893610	0,019542	0,056925
13	2	Inženýrské stavby	2008	0,965637	0,561118	0,007197	0,020594
13	3	Inženýrské stavby	2009	1,115436	0,740650	0,001089	-0,117699
13	4	Inženýrské stavby	2010	3,538947	0,274325	0,002821	-1,807925
13	5	Inženýrské stavby	2011	4,529712	0,212097	0,031411	-0,093693
14	1	Klement	2007	0,721375	1,960743	0,092135	0,031463
14	2	Klement	2008	0,653731	2,027353	0,092337	0,118970
14	3	Klement	2009	0,602490	1,711008	0,103037	0,177885
14	4	Klement	2010	0,773628	1,131433	0,061920	0,076222
14	5	Klement	2011	0,665609	1,455938	0,081760	0,166864
15	1	Mota-engil	2007	0,867529	1,276422	0,015915	-0,028787
15	2	Mota-engil	2008	0,900609	0,563620	0,330810	-0,094801
15	3	Mota-engil	2009	0,822040	1,441656	0,013414	-0,204755
15	4	Mota-engil	2010	0,865715	1,596612	0,013458	0,008385
15	5	Mota-engil	2011	0,872955	1,313789	0,041228	0,006237
16	1	Outulný	2007	0,756180	1,134500	0,292169	0,120506
16	2	Outulný	2008	0,722347	1,610526	0,363897	0,082501
16	3	Outulný	2009	0,690617	2,280865	0,357206	0,097863
16	4	Outulný	2010	0,542606	2,134700	0,434610	0,083450
17	1	Porr	2007	0,865999	1,664404	0,022256	0,074310
17	2	Porr	2008	0,921090	1,381654	0,023902	0,011493
17	3	Porr	2009	0,902700	2,189064	0,022520	-0,102299
17	4	Porr	2010	0,878532	2,558629	0,015736	0,013245
17	5	Porr	2011	0,939103	2,171956	0,011945	0,009044

18	1	Reko	2007	0,639382	1,059042	0,437906	0,058870
18	2	Reko	2008	0,660552	0,593672	0,639829	0,079686
18	3	Reko	2009	0,491290	0,893962	0,474479	0,171729
18	4	Reko	2010	0,282695	2,509459	0,264008	0,119747
18	5	Reko	2011	0,237400	2,958831	0,196264	0,082274
19	1	Ross Holding	2007	0,795939	1,139415	0,117898	0,059826
19	2	Ross Holding	2008	0,747516	1,114588	0,126439	0,078367
19	3	Ross Holding	2009	0,776081	1,063441	0,104929	0,064390
19	4	Ross Holding	2010	0,730364	1,064942	0,089374	0,110064
19	5	Ross Holding	2011	0,798452	1,071814	0,059301	0,025228
20	1	SAZ	2007	0,704103	1,455346	0,116488	0,294253
20	2	SAZ	2008	0,779531	1,343311	0,094193	0,097785
20	3	SAZ	2009	0,751949	1,534044	0,088876	0,253429
20	4	SAZ	2010	0,715279	1,356972	0,055116	0,097483
20	5	SAZ	2011	0,691286	1,409333	0,048970	0,227765
21	1	Skanska	2007	0,867552	1,013118	0,121492	0,103412
21	2	Skanska	2008	0,952017	0,630400	0,058570	0,121471
21	3	Skanska	2009	0,897662	0,785038	0,008165	0,215215
21	4	Skanska	2010	0,912980	1,124028	0,006551	0,130845
21	5	Skanska	2011	0,986768	1,036524	0,000986	0,051249
22	1	Stavitelstvi DE	2007	0,896435	1,307575	0,120998	0,040487
22	2	Stavitelstvi DE	2008	0,846164	1,355425	0,152200	0,072398
22	3	Stavitelstvi DE	2009	0,822016	1,041534	0,165885	0,065023
22	4	Stavitelstvi DE	2010	0,923983	1,235356	0,199041	-0,120742
23	1	Syner	2007	0,962782	1,567041	0,133505	-0,081618
23	2	Syner	2008	0,988595	1,193077	0,109390	0,006699
23	3	Syner	2009	0,988921	1,018676	0,101273	0,040586
23	4	Syner	2010	0,930098	1,118555	0,154136	0,065350
23	5	Syner	2011	0,786571	1,515516	0,106514	0,037292
24	1	Tenza	2007	0,481970	1,416814	0,063657	0,100634
24	2	Tenza	2008	0,735577	1,039993	0,038395	0,048617
24	3	Tenza	2009	0,694741	0,711330	0,033833	0,147091
24	4	Tenza	2010	0,740072	0,948729	0,032306	0,110920
24	5	Tenza	2011	0,697882	0,996745	0,046022	0,109851
25	1	Terracon	2007	0,587161	1,630198	0,011802	0,315066
25	2	Terracon	2008	0,570832	1,708707	0,007967	0,138065
25	3	Terracon	2009	0,433565	2,251428	0,017269	0,144771
25	4	Terracon	2010	0,460362	2,053300	0,011520	0,100014
25	5	Terracon	2011	0,510038	1,859889	0,007720	0,043135